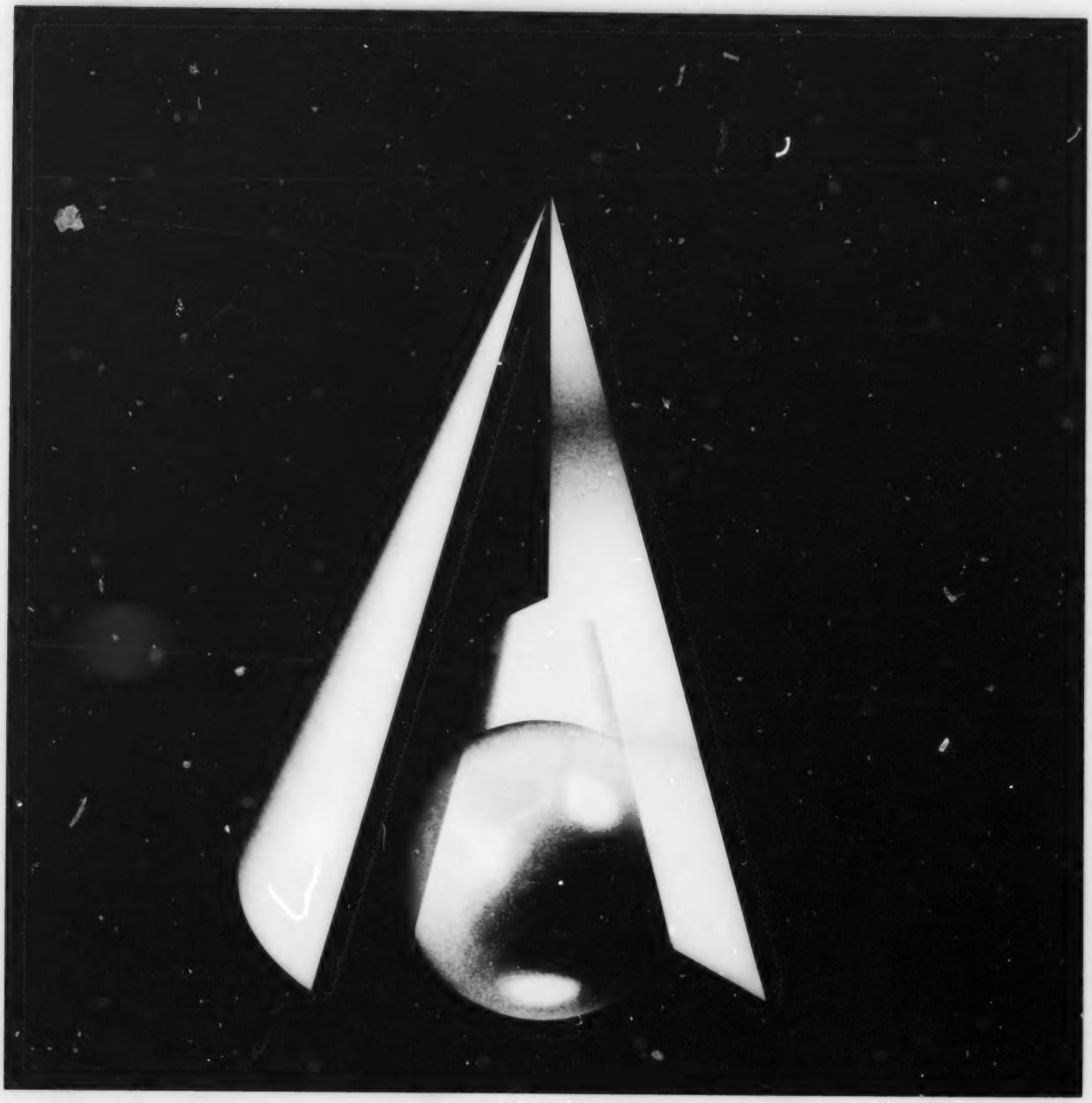
Documents de recherche

Direction des études analytiques

L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999

René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet

N° 187



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On invite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la troisième page de la couverture.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de la Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez en télécharger une copie dans Internet : *www.statcan.ca*.

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez communiquer avec :

Le Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
24^{e} étage, Immeuble R.-H.- Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-6325

102-03253/

L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999

René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet

N° 187

11F0019 N° 187
ISSN : 1205-9161
ISBN: 0-662-86741-6

Prix : 5,00 $ l'exemplaire, 25,00 $ annuellement

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-H, Immeuble R.-H.- Coats, Ottawa, K1A 0T6
*Statistique Canada (613) 951-3608
**Statistique Canada (613) 951-4295
***Statistique Canada (613) 951-5691
Télécopieur : (613) 951-5403
Courriel : morirer@statcan.ca
xuelin.zhang@statcan.ca
drolmar@statcan.ca

On peut se procurer ce document sur Internet : (www.statcan.ca)

Le 22 février 2002

Les auteurs tiennent à remercier Stan Currie, Michel Latouche, Karen Maser et Carl Sarazin de leur participation à ce projet ainsi que Thomas Lemieux de ses remarques utiles concernant les méthodes de repondération.

Le présent document représente les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in inglish

Table des matières

I. Introduction 1

II. Données et concepts 2

III. Évolution de la richesse moyenne et de la richesse médiane 4

IV. L'inégalité de la richesse a-t-elle augmenté entre 1984 et 1999? 4

V. Évolution de la structure de la richesse : Aperçu 7

VI. Pourquoi l'inégalité de la richesse a augmenté : Application de méthodes de repondération 8

VII. Pourquoi l'inégalité de la richesse a augmenté : Application de méthodes fondées sur la régression 10

VII.1 Cadre empirique 10

VII.2 Résultats des estimations 13

VII.2.1 En utilisant le logarithme naturel de la richesse comme variable dépendante 13

VII.2.2 En utilisant le niveau de richesse comme variable dépendante 15

VIII. Explication comptable de l'augmentation de l'inégalité de la richesse 16

IX. Résumé et conclusions 21

Bibliographie 52

RÉSUMÉ

À partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière, nous documentons l'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada durant la période de 1984 à 1999. Voici nos principales constatations : 1) l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999, 2) l'augmentation de l'inégalité de la richesse a été associée à des baisses importantes de la richesse réelle moyenne et de la richesse médiane des jeunes couples ayant des enfants et des immigrants récents, 3) la richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont augmenté beaucoup plus dans le cas des unités familiales dont le soutien économique principal est un diplômé universitaire que dans le cas des autres unités familiales, 4) la richesse réelle médiane et la richesse moyenne ont diminué dans le cas des unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans et augmenté dans le cas de celles dont le soutien économique principal est âgé de 55 ans et plus, 5) le vieillissement de la population canadienne durant la période de 1984 à 1999 a eu tendance à diminuer l'inégalité de la richesse, 6) les variations divergentes du revenu permanent n'expliquent pas une partie importante de l'écart croissant entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé. Les facteurs qui ont peut-être contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse, et qui ne peuvent être quantifiés au moyen des séries de données existantes, comprennent les différences dans l'augmentation de la valeur des héritages, des transferts entre vifs, des taux de rendement de l'épargne et du nombre d'années travaillées à temps plein. Plus particulièrement, les taux de rendement de l'épargne ont peut-être augmenté davantage dans le cas des unités familiales riches que des unités familiales plus pauvres en raison du boom boursier qui s'est produit durant les années 90.

Mots clés : inégalité; richesse; avoirs; dettes; valeur nette

I. Introduction

Les questions de répartition ont beaucoup retenu l'attention au cours des quinze dernières années au Canada et dans la plupart des pays membres de l'OCDE. Au Canada, l'inégalité des revenus des particuliers s'est accrue depuis les années 1980, du moins chez les travailleurs de sexe masculin (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beach et Slotsve, 1996). Par contre, l'inégalité du revenu disponible des familles n'a pas augmenté entre le milieu des années 70 et le milieu des années 90 (Wolfson et Murphy, 1998). On ignore encore si l'inégalité de la richesse au niveau de la famille a augmenté au cours des quinze dernières années.

L'objectif du présent document est de combler cette lacune. À partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière (section II), nous documentons d'abord la variation de la richesse moyenne et de la richesse médiane entre 1984 et 1999.[1] Nous constatons que la richesse réelle moyenne et la richesse médiane ont toutes deux augmenté durant cette période. Comme les familles plus âgées ont tendance à avoir accumulé plus de richesse que les familles plus jeunes, une partie de l'augmentation observée de la richesse moyenne pourrait tenir simplement au vieillissement de la population canadienne. Une analyse shift-share révèle qu'environ le tiers de la croissance de la richesse moyenne est attribuable au vieillissement des unités familiales (section III).

À la section IV, nous montrons que l'inégalité de la richesse a augmenté au cours de la période à l'étude. Cette augmentation ne n'a pas eu lieu dans un contexte d'augmentation de la richesse de tous les segments de la population : la richesse médiane a diminué dans les trois déciles inférieurs de répartition de la richesse mais elle a augmenté d'au moins 27 % dans les trois déciles supérieurs. En outre, seules les familles se situant dans le 10^{e} décile (ainsi que certains échantillons du 9^{e} décile) ont augmenté leur part de la valeur nette totale durant la période à l'étude.

À la section V, nous décrivons les changements survenus dans la structure de la richesse. Nous montrons que la valeur réelle médiane et la valeur réelle moyenne ont augmenté beaucoup plus dans le cas des unités familiales dont le soutien économique principal est un diplômé universitaire que dans le cas des autres unités familiales. En outre, l'une et l'autre a diminué chez les unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans mais augmenté chez celles dont le soutien économique principal est âgé de 55 ans et plus.

À la section VI, nous utilisons des méthodes de repondération pour déterminer la mesure dans laquelle l'augmentation de l'inégalité de la richesse est attribuable aux changements survenus dans la structure de la famille, la structure par âge et la richesse relative selon l'âge et le niveau d'instruction du soutien économique principal. Nous montrons que le vieillissement de la population canadienne a eu tendance à diminuer l'inégalité de la richesse. En outre, nous adoptons l'approche semi-paramétrique proposée par Dinardo, Fortin et Lemieux (1996) pour déterminer quelle aurait été l'inégalité de la richesse en 1999 si le revenu permanent et d'autres attributs des unités familiales s'étaient maintenus au même niveau qu'en 1984 *et* si les unités familiales avaient conservé la valeur nette observée en 1999. Selon nos résultats, le revenu permanent et d'autres attributs – tels que mesurés au moyen de données transversales – ne constituent pas d'importants facteurs explicatifs de l'augmentation de l'inégalité de la richesse.

---

[1] L'enquête de 1984 ne portait pas officiellement le nom d'Enquête sur les avoirs et les dettes : il s'agissait simplement des renseignements sur les avoirs et les dettes recueillis dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs menée en mai 1984. Pour les besoins du présent document, nous l'appelons Enquête sur les avoirs et les dettes.

À la section VII, nous confirmons ces constatations au moyen de méthodes de régression. Nous tâchons de quantifier la contribution des variations du revenu permanent et du profil démographique des unités familiales à l'évolution de l'inégalité de la richesse. Nous reconnaissons que notre capacité de ce faire est limitée par le fait que nous utilisons des données transversales pour expliquer une variable – la richesse – qui peut être expliquée le mieux au moyen de microdonnées longitudinales. En appliquant les méthodes de décomposition d'Oaxaca-Blinder, nous constatons qu'une partie importante de l'écart croissant entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé ne s'explique ni par les variations divergentes du revenu permanent ni par celles des caractéristiques sociodémographiques.

Nous examinons à la section VIII la mesure dans laquelle certaines composantes particulières de la richesse ont contribué à augmenter l'inégalité de la richesse. Nous montrons que, sur le strict plan de la comptabilité, cette augmentation est attribuable surtout aux régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER).

Nous en venons à la conclusion que les différences (entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé) dans le nombre d'années travaillées à temps plein et dans l'augmentation de la valeur des héritages, des transferts entre vifs et des taux de rendement de l'épargne ont probablement joué un rôle important dans l'augmentation de l'inégalité de la richesse. Notamment, les taux de rendement de l'épargne ont probablement augmenté davantage dans le cas des unités familiales riches que des unités familiales plus pauvres en raison du boom boursier qui s'est produit durant les années 90.

II. Données et concepts [2]

Nous utilisons les données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes (EAD de 1984) et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière (ESF de 1999). L'EAD de 1984 est un supplément de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui a eu lieu en mai 1984, tandis que l'ESF de 1999 est une enquête distincte menée de mai à juillet 1999. Dans l'un et l'autre cas, l'échantillon utilisé est fondé sur la base de sondage de l'Enquête sur la population active et représente l'ensemble des familles et des particuliers au Canada sauf les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, les membres des ménages vivant dans les réserves indiennes, les membres à temps plein des Forces armées et les pensionnaires d'institutions[3]. Des données sont recueillies sur tous les membres d'une famille âgés de 15 ans et plus.

Il importe de signaler certaines différences entre les deux enquêtes. En premier lieu, dans l'EAD de 1984, tous les renseignements sur les composantes des avoirs (sauf la résidence) et les dettes ont été recueillis pour chaque membre de la famille âgé de 15 ans et plus, puis agrégés au niveau de la famille. Dans l'ESF de 1999, par contre, les renseignements sur les composantes des avoirs et des dettes ont été recueillis directement au niveau de la famille. En deuxième lieu, contrairement à l'EAD de 1984, l'ESF de 1999 comprenait un échantillon supplémentaire « à revenu élevé » (composé initialement d'environ

[2] Cette section s'inspire largement des annexes A et B du document intitulé « Les avoirs et les dettes des Canadiens : Un aperçu des résultats de l'Enquête sur la sécurité financière », Statistique Canada, n° 13-595-XIF au catalogue.

[3] Il s'agit par exemple d'établissements pénitentiaires, d'hôpitaux psychiatriques, de sanatoriums, d'orphelinats et de résidences pour personnes âgées.

2 000 ménages) inclus afin d'améliorer la qualité des estimations de la richesse[4]. L'échantillon final de l'EAS de 1984 comprend 14 029 unités familiales et celui de l'ESF de 1999, 15 933 unités. Les unités familiales comprennent les personnes seules et les familles.

Il est bien connu que la qualité des données sur la richesse est jugée inférieure à la qualité des données sur le revenu. Cela tient principalement au fait qu'on a moins facilement accès aux enregistrements de la valeur réelle des avoirs et du montant des dettes qu'aux dossiers sur le revenu. En outre, la qualité des estimations des actifs réels (p. ex., les résidences et les véhicules) est jugée nettement supérieure à celle des estimations des avoirs financiers.

Pour pouvoir comparer le concept de richesse entre les deux enquêtes, nous devons exclure des données de 1999 la valeur des éléments suivants qui n'étaient pas inclus dans l'enquête de 1984 : le contenu de la résidence principale, les objets de valeur et de collection, les rentes et les fonds enregistrés de revenu de retraite (FERR). Nous définissons la richesse d'une unité familiale comme étant la différence entre la valeur du total de ses avoirs et le montant total de son endettement. Notre concept de richesse n'inclut pas la valeur des régimes de pension liés au travail ou les droits à pension ou à la sécurité sociale du gouvernement sous la forme de prestations du Régime de pensions du Canada, du Régime des rentes du Québec ou de la Sécurité de la vieillesse. Il ne comprend pas non plus le capital humain mesuré selon la valeur du flot actualisé des revenus à venir de tous les membres de la famille.

Il est particulièrement difficile de mesurer, à partir des données sur la richesse, la queue supérieure de la répartition de la richesse. En se fondant sur diverses sources de données, Davies (1993) estime que la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 1 % des unités familiales en 1984 peut passer de 17 % (selon les données de l'EAD de 1984) à entre 22 % et 27 %, une fois les ajustements requis apportés. De même, selon ses estimations, la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 5 % des unités familiales en 1984 peut passer de 38 % à entre 41 % et 46 %.

Une autre complication tient au fait que, dans le présent document, nous comparons la richesse à deux périodes différentes; or, le degré de troncation de la répartition de la richesse peut varier au fil du temps. Plus précisément, supposons, pour simplifier les choses, que la répartition de la richesse véritable demeure inchangée entre 1984 et 1999. En appliquant le raisonnement de Davies (1993:160) à l'analyse de la *variation* de la répartition de la richesse, si aucune famille canadienne dont la valeur nette est supérieure à 10 millions de dollars ne consent à une interview en 1984 et si aucune famille canadienne dont la valeur nette est supérieure à 50 millions de dollars ne consent à une interview en 1999, les données de l'EAD de 1984 et de l'ESF de 1999 indiqueront une augmentation (incorrecte) de l'inégalité de la richesse qui pourrait être attribuable simplement à l'utilisation de meilleures techniques d'interview lors de la deuxième enquête[5]. Par conséquent, la plus grande partie de notre analyse porte sur trois échantillons différents : 1) toutes les unités familiales (premier échantillon), 2) toutes les unités familiales sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 1 % (deuxième échantillon) et 3) toutes les unités familiales sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 5 % (troisième échantillon). Par souci de simplicité, nous utilisons indifféremment les expressions « richesse » et « valeur nette ».

---

[4] L'inclusion d'un échantillon supplémentaire à revenu élevé dans l'enquête de 1999 a permis d'obtenir des données plus précises sur la richesse (mesures de la richesse moyenne, de la richesse médiane, de l'inégalité de la richesse, etc.) comparativement à l'EAD de1984, données qui demeurent toutefois non biaisées (comme celles de l'EAD de 1984).

[5] Les méthodes de pondération ne peuvent corriger ce problème, puisque l'échantillon ne comprendrait aucune unité familiale dont la valeur nette est supérieure à 10 (50) millions de dollars.

III. Évolution de la richesse moyenne et de la richesse médiane

Le tableau 1 montre la richesse moyenne et la richesse médiane des trois échantillons susmentionnés. Dans les trois cas, la richesse réelle médiane a augmenté d'environ 10 % entre 1984 et 1999, et la richesse réelle moyenne, de 28 % à 37 %. Il convient de signaler que l'exclusion de la tranche supérieure de 1 % des unités familiales a pour effet de faire baisser le taux de croissance de la richesse moyenne, qui passe de 37 % à 31 %, ce qui montre que le choix de l'échantillon importe. On constate une augmentation de la richesse médiane et de la richesse moyenne malgré le pourcentage plus élevé d'unités familiales dont la valeur nette est nulle ou négative[6].

Les avoirs financiers constituent un deuxième concept de richesse utile aux fins d'analyse. Par avoirs financiers, nous entendons la valeur nette de l'unité familiale moins la valeur nette de la résidence et les capitaux propres dans une entreprise. Il s'agit donc du stock de richesse d'une unité familiale après la vente de la résidence et de l'entreprise. La richesse financière mesure les liquidités dont une unité familiale pourrait disposer relativement rapidement pour financer ses dépenses de consommation à la suite d'une baisse sensible du revenu de la famille. La richesse financière médiane a augmenté de 27 % à 36 % entre 1984 et 1999, tandis que la richesse financière moyenne a augmenté à un taux beaucoup plus élevé, soit de 53 % à 92 %. Par conséquent, l'importance relative de la richesse financière sous forme de valeur nette a augmenté durant la période à l'étude[7].

Le tableau 2 montre que la richesse augmente avec l'âge du soutien économique principal, du moins jusqu'à 65 ans. Ainsi, une partie de l'augmentation de la richesse moyenne observée entre 1984 et 1999 pourrait être attribuable au vieillissement des unités familiales. Selon une analyse shift-share, entre 30 % et 39 % de l'augmentation de la richesse moyenne serait liée au vieillissement des unités familiales, le reste étant attribuable à l'augmentation de la richesse moyenne des différents groupes d'âge.

IV. L'inégalité de la richesse a-t-elle augmenté entre 1984 et 1999?

Comme il n'est pas clair s'il y a lieu d'utiliser l'unité familiale comme unité d'analyse pour mesurer l'inégalité de la richesse (Davies, 1979), nous considérons, pour chacun des trois échantillons, deux unités d'analyse différentes : l'unité familiale et la personne[8]. Lorsque l'unité d'analyse est la personne, la richesse est divisée par le nombre de membres de la famille.

Outre le coefficient de Gini, nous utilisons deux autres mesures de l'inégalité : le coefficient de variation et la mesure exponentielle. Alors que le coefficient de Gini est sensible aux changements qui surviennent dans la tranche du milieu de la répartition de la richesse, le coefficient de variation est sensible aux changements dans la tranche supérieure et la mesure exponentielle, à ceux dans la tranche inférieure.

---

[6] Dans le cas de l'échantillon composé de toutes les unités familiales (premier échantillon), le pourcentage d'unités familiales dont la valeur nette est nulle ou négative est passé de 11 % en 1984 à 13 % en 1999. On observe des augmentations semblables dans le cas des deux autres échantillons.

[7] La part de la richesse financière moyenne sous forme de valeur nette est passée : a) de 27 % à 38 %, b) de 29 % à 39 %, c) de 30 % à 36 % pour les premier, deuxième et troisième échantillons, respectivement.

[8] Lorsqu'on utilise l'unité familiale comme unité d'analyse, on classe une personne seule ayant une valeur nette de 49 000 $ à un rang inférieur dans la répartition de la richesse à celui d'une famille composée de quatre personnes et ayant une valeur nette de 50 000 $. On parviendrait à une conclusion différente si l'on utilisait la personne comme unité d'analyse, c'est-à-dire si l'on divisait la richesse par le nombre de membres de la famille.

Le coefficient de Gini a augmenté – de 4 % à 8 % - pour toutes six combinaisons d'échantillons ou d'unités d'analyse considérées (tableau 3). Lorsque nous utilisons des poids bootstrap, nous constatons que l'augmentation est toujours statistiquement significative au niveau de 1 %[9].

Pour l'échantillon composé de toutes les unités familiales, le coefficient de variation augmente beaucoup plus (35 %), sans doute en raison de changements dans la queue supérieure de la répartition de la richesse. Pour les deux premiers échantillons, les trois mesures de l'inégalité montrent une augmentation qui varie entre 3 % et 30 %. Dans le cas de l'échantillon dont la tranche supérieure de 5 % des unités familiales est exclue, la mesure exponentielle baisse de 4 % à 7 %. Il semble donc que les courbes de Lorenz de 1999 et de 1984 se croisent dans ce cas.

Pour faire des affirmations exactes au sujet de la variation de l'inégalité de la richesse, il ne suffit pas de choisir une série de mesures de l'inégalité. Le « véritable » test consiste à tracer des courbes de Lorenz pour 1984 et 1999 : si la courbe de Lorenz de 1999 se situe au-dessous de celle de 1984 à tous les points de la répartition de la richesse, l'analyste peut déclarer sans ambiguïté que l'inégalité de la richesse a augmenté. Par contre, si les deux courbes se croisent, il n'est pas clair que l'inégalité de la richesse ait augmenté. En pareil cas, il est toujours possible de trouver une mesure de l'inégalité qui montrera que cette dernière a augmenté et une autre qui mènera à la conclusion contraire.

Un examen des courbes de Lorenz (non indiquées ici) pour toutes les six combinaisons révèle qu'en général ces courbes se croisent au 1er centile, c.-à-d. que la courbe de 1999 se situe au-dessous de celle de 1984 à tous les points de la répartition de la richesse à l'exception du premier centile. Par conséquent, pour les six combinaisons définies ci-dessus, nous ne pouvons affirmer avec certitude que l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999.

Toutefois, cette ambiguïté disparaît lorsque nous modifions légèrement ces six combinaisons, c.-à-d. lorsque nous excluons la tranche inférieure de 0,5 % de la répartition de la richesse[10]. Dans ce cas, la courbe de Lorenz de 1999 se situe toujours au-dessous de celle de 1984. Comme on pouvait s'y attendre, les trois mesures de l'inégalité montrent maintenant que cette dernière a augmenté entre 1984 et 1999

---

[9] Nous ne pouvons pas créer des échantillons boctstrap de la manière appropriée pour l'enquête de 1984, car nous n'avons que les poids finals. Pour construire des échantillons bootstrap, il faudrait utiliser les poids initiaux et d'autres renseignements sur les détails de l'échantillon qui ne sont plus disponibles pour l'enquête de 1984. Bien qu'il soit possible de construire des échantillons bootstrap à l'aide des renseignements disponibles, nous sous-estimerions probablement le véritable niveau d'erreur d'échantillonnage. Nous remédions à ce problème en constatant qu'étant donné que l'échantillon de l'enquête de 1984 était légèrement plus petit que celui de l'enquête de 1999, nous pouvons supposer que l'erreur d'échantillonnage dans l'enquête de 1984 est au moins égale à celle dans l'enquête de 1999 et probablement légèrement plus importante. Les erreurs-types estimées pour la richesse moyenne ont été publiées pour l'enquête de 1984 et peuvent être comparées à celles des estimations de la richesse comparables dans l'enquête de 1999. Cela nous permet de comparer la différence entre les niveaux d'erreur d'échantillonnage des deux enquêtes et de créer un facteur de correction s'il semble nécessaire d'estimer une erreur d'échantillonnage plus élevée pour l'enquête de 1984. Par conséquent, nous utilisons les niveaux d'erreur d'échantillonnage (bootstrap) de l'enquête de 1999 pour estimer approximativement les niveaux d'erreur dans l'enquête de 1984. Cette méthode est très rudimentaire, mais elle est facile à appliquer et tient compte de notre capacité limitée d'estimer plus précisément les erreurs d'échantillonnage dans l'enquête de 1984. Le facteur de correction est de 1,08, ce qui indique que l'erreur-type pour la richesse moyenne en 1984 est de 8 % plus élevée qu'en 1999 (mesurée en dollars constants de 1984). Pour permettre de procéder à des tests de signification prudents, nous supposons que le facteur de correction est 2,0 (le double de l'erreur type en 1984). Malgré ces hypothèses prudentes, nous constatons que l'augmentation du coefficient de Gini est toujours significative au niveau de 1 % (voir le tableau 1 à l'annexe 1).

[10] Il s'agit de la tranche inférieure de 0,5 % de la répartition de la richesse des *unités familiales*.

(annexe 1, tableau 2). Par conséquent, lorsque nous considérons 99,5 %, 98,5 % ou 94,5 % des unités familiales, nous pouvons affirmer sans ambiguïté que l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999[11]. C'est la position que nous adoptons dans le présent document[12].

Le choix de l'unité d'analyse n'importe dans le cas d'aucun des trois échantillons : les taux de variations de l'inégalité obtenus lorsqu'on utilise l'unité familiale comme unité d'analyse sont assez semblables à ceux obtenus lorsqu'on utilise la personne[13]. Pour cette raison, nous utilisons l'unité familiale comme unité d'analyse dans le reste du présent document.

Bien que les mesures de l'inégalité susmentionnées donnent un résumé des variations de la répartition de la richesse, elles ne sont pas très intuitives. Une façon simple d'examiner ces variations consiste à comparer les taux d'augmentation de la richesse médiane d'un décile à l'autre[14]. Il ressort de cet exercice que la richesse réelle médiane a diminué dans les trois déciles inférieurs mais augmenté d'au moins 27 % dans les trois déciles supérieurs (tableau 4). Ainsi, cette augmentation de n'a pas eu lieu dans un contexte d'augmentation de la richesse de tous les segments de la population.

Seules les unités familiales se situant dans les deux déciles supérieurs (le 9^{e} et/ou le 10^{e} déciles) de la répartition de la richesse ont augmenté leur part de valeur nette totale durant la période à l'étude (tableau 5). Dans le cas des huit autres déciles, la part de la valeur nette totale a diminué. D'après ces résultats, seules les unités familiales se situant dans les deux déciles supérieurs ont vu leur richesse moyenne augmenter plus rapidement que la richesse moyenne globale.

L'inégalité de la richesse n'a pas augmenté uniformément dans le cas de tous les types d'unités familiales. Mesurée par le coefficient de Gini, elle a augmenté beaucoup plus dans le cas des couples non âgés ayant des enfants et des familles monoparentales que des personnes seules et des couples non âgés sans enfants (tableau 6). Des résultats qui ne sont pas indiqués ici confirment que cette tendance se maintient lorsque nous utilisons le coefficient de variation et la mesure exponentielle[15]. Chez les couples non âgés ayant des

---

[11] Dans le cas de toutes six combinaisons, les augmentations du coefficient de Gini observées entre 1984 et 1999 lorsque la tranche inférieure de 0,5 % de la répartition de la richesse est exclue également excèdent d'au plus 0,3 point de pourcentage les augmentations indiquées à la troisième colonne du tableau 3.

[12] On pourrait soutenir que l'augmentation de l'inégalité de la richesse documentée dans le présent document est factice, c.-à-d. qu'elle reflète *simplement* le fait que les avoirs financiers – qui sont principalement détenus par les riches – sont déclarés plus exactement en 1999 qu'ils ne l'étaient en 1984. Nous examinons cette question à l'annexe 2. Nous comparons les estimations des avoirs financiers calculées d'après les enquêtes sur la richesse utilisées aux fins de ce document et celles calculées d'après les comptes nationaux. Nous montrons que, comparativement aux estimations calculées d'après les comptes nationaux, les avoirs financiers sont moins sous-déclarés dans l'ESF de 1999 que dans l'EAD de 1984. Toutefois, la plus grande partie de l'augmentation du coefficient de Gini mesurée dans le présent document demeure après l'apport de corrections proportionnelles ou de corrections non linéaires qui supposent un degré plus élevé de sous-déclaration chez les familles riches que chez les familles pauvres. Par conséquent, nous en venons à la conclusion qu'il est peu probable que l'augmentation de l'inégalité de la richesse documentée dans le présent document soit factice.

[13] Les seules exceptions sont observées lorsqu'on applique la mesure exponentielle qui produit des différences *relatives* plus prononcées entre les taux d'augmentation (entre les unités familiales et les personnes) dans le cas des échantillons dont la tranche supérieure de 1 % et la tranche supérieure de 5 % des unités familiales sont exclues.

[14] Il convient de signaler que la richesse médiane au décile inférieur (supérieur) correspond à la richesse au 5^{e} (95^{e}) centile.

[15] Chez les couples âgés n'ayant pas d'enfants ou d'autres personnes apparentées, l'inégalité a peu augmenté, sauf lorsque nous utilisons le coefficient de variation et considérons l'échantillon composé de toutes les unités familiales.

enfants de moins de 18 ans, la richesse réelle moyenne a diminué d'environ 15 % dans le deuxième quintile mais augmenté d'environ 20 % dans le quatrième quintile et davantage encore dans le cinquième quintile (tableau 7).

V. Évolution de la structure de la richesse : Aperçu

L'augmentation de l'inégalité de la richesse s'est accompagnée de changements importants dans la structure de la richesse. La richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont évolué de façon très différente pour différentes unités familiales. En premier lieu, toutes deux ont augmenté beaucoup plus chez les unités familiales dont le soutien économique principal est un diplômé universitaire que chez les autres unités familiales (tableau 8). En deuxième lieu, elles ont diminué chez les unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans et augmenté chez celles dont le soutien économique principal est âgé de 55 à 64 ans. Elles ont augmenté encore davantage chez les unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 65 ans et plus. En troisième lieu, toutes deux ont augmenté chez les unités familiales nées au Canada et celles nées à l'étranger habitant au Canada depuis 20 ans ou plus, mais diminué chez les unités familiales nées à l'étranger habitant au Canada depuis moins de 10 ans. En quatrième lieu, elles ont augmenté plus rapidement chez les couples non âgés sans enfants que chez les couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans.

Dans de nombreux sous-groupes de la population, la richesse réelle médiane a augmenté beaucoup plus lentement que la richesse moyenne, reflétant probablement une augmentation de l'inégalité au sein des sous-groupes de la population. Par exemple, dans le cas des unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans, la richesse réelle moyenne a diminué de 36 % tandis que la richesse réelle médiane a diminué de 4 % seulement. De même, la richesse réelle médiane des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans a peu varié alors que leur richesse réelle moyenne a augmenté de 30 % (tableau 9)[16].

Les jeunes couples ayant des enfants de moins de 18 ans — c.-à-d. ceux dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans — ont enregistré les variations les plus importantes. Leur richesse médiane et leur richesse moyenne ont baissé de 30 % et de 20 %, respectivement (tableau 9).[17] Cette baisse de la valeur nette a eu des conséquences non négligeables : le pourcentage de ces couples ayant une valeur nette nulle ou négative est passé de 9,5 % en 1984 à 16,0 % en 1999. La baisse de leur richesse médiane a entraîné une baisse de 39% de la valeur nette de leurs résidences principales, laquelle a été compensée partiellement par une hausse de leur richesse financière médiane.[18]

Chez les unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans, il est peu probable que la diminution de la richesse réelle médiane, qui a baissé de 36 %, soit attribuable uniquement à une

---

[16] Les couples ayant des enfants de moins de 18 ans sont ceux dont le soutien économique principal a *au moins* un enfant âgé de moins de 18 ans.

[17] L'écart-type bootstrap de la richesse médiane égale 2,666.69 en 1999. Même si nous supposons que l'écart-type bootsrap de la richesse médiane est deux fois plus élevé en 1984, la différence entre la richesse médiane de 1999 et celle de 1984 est statistiquement significative au seuil de 5%.

[18] La valeur médiane nette des résidences principales a chuté de $26,054 en 1984 à $16,000 en 1999. La richesse financière médiane a augmenté de $7,157 en 1984 à $8,000 en 1999.

diminution du revenu réel médian après impôt, lequel n'a baissé que de 7 %[19]. Toutefois, on constate une divergence beaucoup plus faible entre les taux de croissance de la richesse moyenne et du revenu après impôt moyen, qui s'établissent à -4 % et 1 %, respectivement. Il est peu probable que les héritages et les transferts entre vifs (p. ex. le financement des études par les parents ou le versement initial sur une maison) soient un facteur contributif, puisqu'il est peu probable que les parents dans la cohorte de 1999 soient plus pauvres que ceux de la cohorte de 1984. Nous examinons ci-dessous d'autres explications éventuelles.

Par contre, la forte augmentation de la richesse réelle médiane et de la richesse moyenne (56 % et 51 %, respectivement) des unités familiales dont le soutien économique principal est âgé d'au moins 65 ans tient probablement à une combinaison de facteurs : 1) des héritages peut-être plus gros reçus par la cohorte de 1999 comparativement à celle de 1984, 2) un revenu plus élevé provenant de régimes de pension privés et 3) un revenu plus élevé provenant du Régime de pensions du Canada, du Régime de rentes du Québec, du Supplément de revenu garanti et de la Sécurité de la vieillesse.

Bref, les unités familiales ayant à leur tête de nouveaux arrivés sur le marché du travail — c.-à-d. des personnes jeunes et des immigrants récents — ont perdu du terrain par rapport aux familles plus âgées. En outre, dans un groupe d'âge donné, les familles ayant à leur tête une personne qui n'a pas de diplôme universitaire ont perdu du terrain par rapport aux familles ayant à leur tête un diplômé universitaire.[20]

VI. Pourquoi l'inégalité de la richesse a augmenté : Application de méthodes de repondération

Les importants changements dans la structure familiale survenus au Canada au cours des deux dernières décennies ont peut-être eu une incidence sur l'inégalité de la richesse. Plus particulièrement, la proportion croissante de personnes seules et de familles monoparentales, dont la richesse est généralement inférieure à la moyenne, peut avoir contribué à accroître l'inégalité de la richesse. Pour mesurer l'ampleur de ce phénomène, nous repondérons les données de 1999 de telle sorte que l'importance relative des divers types d'unités familiales est égale à celle observée en 1984[21]. Nous calculons ensuite les mesures de l'inégalité résultant de cette repondération. Les résultats sont présentés au tableau 10.

On ne peut affirmer avec certitude que la variation de la structure de la famille a ou n'a pas eu tendance à accroître l'inégalité de la richesse. Lorsqu'on considère toutes les unités familiales, l'incidence de cette variation est ambiguë. En comparant les colonnes 2 et 3 du tableau 10, nous constatons que l'application de la structure de la famille de 1984 aux données de 1999 a pour effet de baisser le coefficient de Gini et la mesure exponentielle mais d'augmenter le coefficient de variation (comparativement à leurs valeurs

---

[19] Comme nous le signalons dans la section VII, il faut user de circonspection en faisant cette affirmation puisque la variation de la richesse dépend, entre autres choses, de celle du revenu annuel après impôt antérieur et non seulement de celle du revenu après impôt actuel mesuré à l'aide de données transversales. En d'autres termes, si le revenu après impôt actuel a diminué de 7 %, le revenu après impôt *accumulé* peut avoir baissé de plus de 7 %.

[20] Puisque certains indices tendent à démontrer que les actifs financiers sont mieux déclarés en 1999 qu'en 1984 (voir Annexe 2), les taux de croissance de la richesse observés pour les groupes dont la richesse augmente doivent être interprétés avec prudence. Ils sont susceptibles de représenter une borne supérieure pour les véritables taux de croissance de la richesse de ces groupes.

[21] Nous utilisons 14 catégories pour définir les divers types d'unités familiales.

réelles de 1999). Pour l'échantillon dont la tranche supérieure de 1 % de répartition de la richesse est exclue, l'inégalité de la richesse aurait été moins marquée en 1999 si la composition des unités familiales était restée la même qu'en 1984. Dans le cas de cet échantillon, entre 14 % et 22 % de l'augmentation de l'inégalité de la richesse est attribuable aux changements survenus dans la structure de la famille[22]. Dans le cas de l'exemple dont la tranche supérieure de 5 % est exclue, 25 % et 23 % de l'augmentation du coefficient de Gini et du coefficient de variation, respectivement, sont attribuables aux changements dans la structure de la famille.

Le vieillissement de la population canadienne a peut-être aussi eu une incidence sur l'inégalité de la richesse. A priori, cette incidence est peu claire puisqu'elle est associée à une baisse de l'importance relative des jeunes familles — dont la valeur nette est inférieure à la moyenne — et à une augmentation de l'importance relative des familles plus âgées, dont la valeur nette est généralement plus élevée que la moyenne. Pour évaluer l'incidence du vieillissement, nous repondérons les données de 1999 d'après la structure d'âge de 1984, en utilisant les six groupes d'âge définis au tableau 2. Les colonnes 2 et 4 du tableau 10 montrent que l'incidence du vieillissement n'est pas ambiguë : si en 1999 la structure d'âge avait été la même qu'en 1984, l'inégalité de la richesse aurait été plus élevée. Le vieillissement de la population canadienne a donc eu tendance à diminuer l'inégalité de la richesse.

Comme la richesse réelle médiane et la richesse moyenne ont évolué de façon très différente dans les différents groupes d'âge et niveaux de scolarité, il est utile de déterminer la mesure dans laquelle les changements survenus dans la structure de la richesse ont eu pour effet d'accroître l'inégalité de la richesse. Aux troisième et quatrième colonnes du tableau 11, nous déterminons quel aurait été le niveau de l'inégalité de la richesse en 1999 si la structure de la richesse moyenne selon l'âge et (ou) le niveau d'instruction du soutien du revenu principal avaient été les mêmes qu'en 1984. À cette fin, nous rééchelonnons simplement les valeurs de la richesse de 1999 dans chaque cellule âge-niveau de scolarité au moyen du facteur M_{j84}/M_{j99}, où M_{j84} et M_{j99} sont égaux à la richesse moyenne du groupe j en 1984 et 1999, respectivement[23]. L'application de la structure de la richesse de 1984 aux données de 1999 a généralement tendance à faire baisser le coefficient de Gini (comparativement à sa valeur en 1999) mais augmenter le coefficient de variation et la mesure exponentielle. Ainsi, il n'est pas clair si les variations de la richesse relative selon l'âge et le niveau d'instruction (du soutien économique principal) ont contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse.

Les méthodes de repondération utilisées jusqu'ici sont relativement simples mais elles ne peuvent être employées lorsque des variables explicatives, telles que le revenu permanent d'une unité familiale, sont continues. Comme la richesse d'une famille dépend, entre autres facteurs, de son revenu permanent, il s'agit là d'une limite importante. Heureusement, Dinardo, Fortin et Lemieux (1996) ont proposé une approche semi-paramétrique qui permet aux analystes de tenir compte de l'incidence de variables continues ainsi que de variables discrètes.

Nous utilisons cette approche à la cinquième colonne du tableau 11 pour déterminer quelle aurait été l'inégalité de la richesse en 1999 si le revenu permanent et les autres attributs des unités familiales avait

---

[22] Le coefficient de variation qu'on aurait observé en 1999 si la structure de la famille avait été la même qu'en 1984 est égal à 1,498 plutôt qu'à 1,517. Ainsi, dans ce cas, 22 % [c.-à-d. (1,517 - 1,498)/(1,517 - 1,429)] de l'augmentation du coefficient de variation est attribuable aux changements dans la structure de la famille.

[23] Pour ce faire, nous maintenons constante l'inégalité de la richesse dans les cellules âge-niveau de scolarité mais nous permettons à la richesse moyenne de l'ensemble de la population de varier.

été les mêmes qu'en 1984 *et* si la valeur nette des unités familiales avait été celle observée en 1999. Nous avons considéré aux fins de cet exercice les autres attributs suivants : l'âge du soutien économique principal (cinq groupes d'âge), le niveau de scolarité du soutien économique principal (deux niveaux de scolarité) un indicateur de famille monoparentale, la taille de la famille, des contrôles provinciaux et un indicateur urbain-rural[24, 25]. Dans le cas des trois échantillons, nos mesures de l'inégalité contre-factuelles pour 1999 sont toujours plus élevées que les mesures de l'inégalité réelles en 1999. Par conséquent, en 1999, si la répartition du revenu permanent et les autres attributs de la famille avaient été les mêmes qu'en 1984 et la valeur nette des unités familiales avait été celle observée en 1999, l'inégalité de la richesse aurait été plus élevée. À tout le moins, cela permet de supposer que le revenu permanent et d'autres caractéristiques sociodémographiques, tels que mesurés à l'aide de données transversales, n'ont pas contribué de façon importante à l'augmentation de l'inégalité de la richesse. Dans la section qui suit, nous confirmons cette conclusion au moyen de méthodes fondées sur la régression.

VII. Pourquoi l'inégalité de la richesse a augmenté : Application de méthodes fondées sur la régression

Dans cette section, nous abandonnons le concept d'inégalité (selon lequel si l'inégalité avait augmenté, la courbe de Lorenz de 1999 se situerait au-dessous de celle de 1984 à tous les points de la répartition de la richesse) pour tâcher de déterminer pourquoi la richesse moyenne des unités familiales dont le niveau de richesse est faible a augmenté à un taux inférieur à celui de la richesse moyenne des unités familiales plus riches. Nous employons à cette fin des méthodes fondées sur la régression.

VII.1 Cadre empirique

Considérons le stock de richesse de l'unité familiale i au début de la période T, W_{iT}. La richesse au début de la période T est fonction des variables suivantes :

(1) $W_{iT} = f(W_{i0}, IV_{iT-1}, Y_{iT-1}, r_{iT-1}, Z_{iT-1})$

où W_{i0} est l'héritage de l'unité familiale i à t=0, IV_{iT-1} sont les transferts entre vifs reçus dans le passé, (de t= 0 à t=T-1), Y_{iT-1} est un vecteur des revenus annuels antérieurs, r_{iT} est un vecteur des taux annuels de rendement de l'épargne de l'unité familiale dans le passé et Z_{iT-1} est un vecteur des variables sociodémographiques (p. ex. l'âge du soutien économique principal, la taille de la famille, la situation de famille monoparentale) qui peuvent avoir influé sur le taux d'épargne de l'unité familiale i dans le passé.

---

[24] Nous définissons le revenu permanent d'une unité familiale comme le revenu prévu de cette unité au moment où le soutien économique principal aura 45 ans et l'âge du conjoint (s'il existe) est fixé à ce qu'il sera lorsque le soutien économique principal aura 45 ans. Pour de plus amples détails, voir la section suivante.

[25] Dans le cadre de cette approche, nous regroupons d'abord les données de 1984 et celles de 1999. Nous estimons ensuite un modèle logarithmique où la variable dépendante est égale à 1 si une unité familiale ayant un niveau de revenu permanent donné et d'autres attributs donnés est observée en 1984, à 0 si elle est observée en 1999. Puis, nous repondérons les données de 1999 selon le facteur $(P_{i84}/P_{i99})*(K_{99}/K_{84})$, où P_{i84} et P_{i99} sont la probabilité que la famille soit observée en 1984 et en 1999, respectivement, et K_{99} et K_{84} sont la somme des poids pour 1999 et 1984, respectivement. Enfin, après avoir repondéré les données de 1999, nous calculons les mesures de l'inégalité contrefactuelles. Les variables explicatives utilisées dans le modèle logarithmique comprennent le revenu permanent et les autres attributs définis ci-dessus.

L'équation (1) sous-entend que le stock de richesse de l'unité familiale i au début de la période T dépend des revenus, des transferts entre vifs et des taux de rendement antérieurs ainsi que du *profil* démographique de l'unité familiale i[26]. Ainsi, l'ensemble de données idéal aux fins de l'analyse de l'équation (1) consisterait de données longitudinales permettant à l'analyste de faire le suivi de l'unité familiale i de t = 0 à t = T-1. En d'autres termes, pour bien déterminer le stock de richesse de l'unité familiale i en 1984 (1999), nous utiliserions idéalement les renseignements sur le vecteur des revenus, les transferts entre vifs et les taux de rendement obtenus par cette unité familiale avant 1984 (1999) ainsi que des renseignements sur les héritages et le profil démographique de cette unité familiale[27].

Comme il n'existe pas de telles séries de données longitudinales pour le Canada, nous avons recours à la méthode utilisée par Blau et Graham (1990) et par Menchik et Jianakoplos (1997) pour examiner les écarts de richesse entre Noirs et Blancs et nous l'appliquons à l'examen des causes de l'augmentation de l'inégalité de la richesse. En premier lieu, nous spécifions l'équation de richesse suivante :

$$(2)\ \ln W_{it} = \alpha_0 + Y_{it}*\beta_1 + Z_{it}*\beta_2 + u_{it}$$

où $\ln W_{it}$ est le logarithme naturel de la valeur nette de l'unité familiale i en l'année t, Y_{it} est un vecteur du revenu permanent et transitoire d'une unité familiale, Z_{it} est un vecteur des caractéristiques sociodémographiques qui peuvent influer sur le taux d'épargne d'une unité familiale et u_{it} est un terme aléatoire normalement distribué. Nous définissons le revenu permanent d'une unité familiale comme le revenu prévu de cette unité lorsque le soutien économique principal aura 45 ans et l'âge du conjoint (s'il existe) est fixé à ce qu'il sera lorsque le soutien économique principal aura 45 ans[28].

---

[26] Il convient de signaler que les taux de rendement antérieurs, r_{iT-1}, dépendent de la part du total des avoirs représentée par des avoirs à risque dans le *passé*, c.-à-d. de t=0 à t=T-1 (SH_{T-1}) : en moyenne, les familles dont le portefeuille comprenait une plus grande part d'avoirs à risque étaient plus susceptibles d'avoir obtenu des taux de rendement plus élevés. Cela porte à croire qu'une régression de la richesse pourrait comprendre la part du total des avoirs représentée par les avoirs à risque dans le passé, c.-à-d. avant 1984 et 1999. Malheureusement, l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière ne comprennent pas pareils renseignements. Menchik et Jianakoplos (1997) utilisent les données longitudinales de l'Enquête longitudinale nationale de 1976 sur les hommes d'âge mûr pour calculer le taux de rendement antérieur des ménages. Comme on pourrait s'y attendre, cette variable a un effet positif statistiquement significatif dans leur régression de la richesse. Blau et Graham (1990) et Altonji et coll. (2000) n'incluent pas de contrôles pour les taux de rendement dans leurs équations de richesse.

[27] On trouve un exemple de cette approche dans l'étude de Gittleman et Wolff (2000) qui utilisent les données longitudinales du Panel Study of Income Dynamics (PSID) pour faire le suivi des familles au fil du temps.

[28] Comme il se peut que le revenu actuel ne soit pas une très bonne approximation du revenu viager ou permanent sur lequel sont fondées les décisions en matière d'épargne, nous suivons l'exemple de Blau et Graham (1990) et de Menchik et Jianakoplos (1997) et estimons les régressions de la richesse au moyen de mesures du revenu permanent et transitoire. Pour estimer le revenu permanent, nous procédons d'abord à une régression du revenu familial après impôt sur : 1) un vecteur des variables âge fictives pour le soutien économique principal (moins de 30 ans, 30 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans et 65 ans et plus), 2) le niveau de scolarité du soutien économique principal (n'ayant pas de diplôme universitaire, diplômé universitaire), 3) une variable permettant de distinguer les personnes seules des couples et de classer les couples selon l'âge et le niveau de scolarité du conjoint (homme ni marié ni en union libre, femme ni mariée ni en union libre et 12 types de couples (6 catégories d'âge pour l'âge du conjoint multipliées par deux catégories pour le niveau de scolarité du conjoint)), 4) les contrôles provinciaux et 5) l'appartenance à la population urbaine ou rurale. Le revenu permanent est fixé à un montant égal au revenu prévu au moment où le soutien économique principal aura 45 ans (l'âge du conjoint est fixé à ce qu'il sera lorsque le soutien économique principal aura 45 ans). Le revenu transitoire est défini comme étant la différence entre le revenu observé et le revenu prévu évalué au moment de l'âge réel du soutien économique principal et de son conjoint. Altonji et coll. (2000) tirent parti de la nature longitudinale du Panel Study of Income Dynamics (PSID) pour estimer le revenu permanent au moyen de régressions des données du PSID.

En définissant $w_{it} = \ln W_{it}$, nous réécrivons l'équation (2) dans une forme plus compacte :

(3) $w_{it} = X_{it}*\beta + u_{it}$

où X_{it} combine les deux vecteurs Y_{it} et Z_{it}.

Ensuite, en utilisant la décomposition type d'Oaxaca-Blinder, nous notons que :

(4) $\overline{w}^{j}_{99} - \overline{w}^{j}_{84} = \hat{\beta}_{99} * (\overline{X}^{j}_{99} - \overline{X}^{j}_{84}) + \overline{X}^{j}_{84} * (\hat{\beta}^{j}_{99} - \hat{\beta}^{j}_{84})$

L'équation (4) montre que la variation du logarithme moyen de la richesse entre 1984 et 1999 pour les unités familiales du groupe j (c.-à-d. les unités familiales dont le niveau de richesse est faible) est la somme de deux composantes. La première composante du second membre de l'équation (4) est la partie de l'augmentation de la richesse de ce groupe attribuable aux variations au fil du temps des caractéristiques moyennes du groupe. La deuxième composante est la partie attribuable aux différences dans les rendements de ces caractéristiques ainsi qu'aux différences dans les termes constants. En appliquant l'équation (4) aux unités familiales dont le niveau de richesse est faible ainsi qu'à celles dont le niveau de richesse est élevé, on peut exprimer la différence entre le taux de croissance de la richesse des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé (h) et le taux de croissance de la richesse des unités familiales dont le niveau de richesse est faible (l) comme suit[29] :

(5) $(\overline{w}^{h}_{99} - \overline{w}^{h}_{84}) - (\overline{w}^{l}_{99} - \overline{w}^{l}_{84}) =$

$(\hat{\beta}^{h}_{99} * (\overline{X}^{h}_{99} - \overline{X}^{h}_{84}) - \hat{\beta}^{l}_{99} * (\overline{X}^{l}_{99} - \overline{X}^{l}_{84})) +$

$(\overline{X}^{h}_{84} * (\hat{\beta}^{h}_{99} - \hat{\beta}^{h}_{84}) - \overline{X}^{l}_{84} * (\hat{\beta}^{l}_{99} - \hat{\beta}^{l}_{84}))$

La première ligne de l'équation (5) est la *différence* entre l'évolution au fil du temps du logarithme moyen de la richesse des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé et de celui des unités familiales dont le niveau de richesse est faible. La composante à la deuxième ligne de l'équation (5) est la partie de cette *différence* attribuable aux variations des caractéristiques moyennes relatives des groupes d'unités familiales (c.-à-d. les variations relatives de la composition de la population), pondérée d'après les coefficients de 1999 propres aux différents groupes. Cette composante nous permet de déterminer la mesure dans laquelle l'accroissement de l'écart entre la richesse des familles dont le niveau de richesse est faible et celle des familles dont le niveau de richesse est élevé est attribuable à l'augmentation du revenu permanent ou transitoire (ou à d'autres caractéristiques sociodémographiques). La deuxième composante, définie à la troisième ligne de l'équation (5), est le changement attribuable à la variation du rendement relatif de ces caractéristiques pour les divers groupes d'unités familiales, pondéré par les moyennes des variables explicatives de 1984 propres aux différents groupes. On peut aussi réécrire l'équation (5) d'une manière équivalente en pondérant la deuxième ligne de l'équation (5) d'après les coefficients de 1984 propres aux différents groupes et la troisième ligne de l'équation (5) par les moyennes des variables explicatives de 1999 propres aux différents groupes.

[29] Baker et coll. (1995) procèdent à cette décomposition pour analyser la variation de l'écart salarial entre les sexes au fil du temps.

Pour procéder à cette décomposition, nous estimons l'équation (2) séparément pour les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et pour celles dont le niveau de richesse est élevé, pour les années 1984 et 1999. Nous choisissons tout d'abord comme variable dépendante le logarithme naturel de la valeur nette d'une unité familiale (en dollars constants de 1999). Les variables explicatives dans les régressions de la richesse comprennent le revenu permanent, le revenu transitoire, l'âge du soutien économique principal (cinq groupes d'âge), le niveau d'instruction du soutien économique principal (deux niveaux d'instruction), l'indicateur de famille monoparentale, la taille de la famille, les contrôles provinciaux et un indicateur rural-urbain[30]. Nous définissons les unités familiales dont le niveau de richesse est faible comme celles se situant entre le 15^{e} et le 50^{e} centile de la répartition de la richesse. Nous définissons les unités familiales dont le niveau de richesse est élevé selon qu'elles sont comprises : 1) entre les 50^{e} et 85^{e} centiles et 2) entre les 60^{e} et 95^{e} centiles de la répartition de la richesse. Nous procédons à la décomposition de l'équation (5) en utilisant les deux types de modèles de pondération définis au paragraphe précédent.

Il importe de reconnaître que l'absence de données longitudinales préalables à 1984 sur les unités familiales sélectionnées aux fins de l'EAD de 1984 et préalables à 1999 sur celles sélectionnées aux fins de l'ESF de 1999 limite notre capacité d'estimer le revenu permanent des unités familiales. Comme le signalent Altonji et coll. (2000), une bonne partie de la variation du revenu permanent se trouve peut-être dans les cellules sociodémographiques incluses dans la régression du revenu utilisée pour calculer le revenu permanent. De plus, notre mesure du revenu permanent est fondée uniquement sur le revenu actuel des unités familiales (et sur leur profil démographique), de sorte qu'elle ne saisit pas le nombre d'années de travail à plein temps des membres d'une unité familiale. Par conséquent, si le revenu actuel des jeunes familles est demeuré inchangé entre 1984 et 1999 mais si les membres des jeunes familles ont trouvé des emplois à temps plein à un âge plus avancé dans les années 90 que leurs homologues dans les années 80, le premier groupe aura accumulé moins d'argent que le deuxième. Même si ce facteur a joué un rôle important dans l'augmentation de l'inégalité de la richesse, il ne sera pas saisi dans nos régressions de la richesse[31].

VII.2 Résultats des estimations

VII.2.1 En utilisant le logarithme naturel de la richesse comme variable dépendante

Le tableau 12 montre les valeurs moyennes des variables utilisées dans les régressions du logarithme de la richesse. Entre 1984 et 1999, le logarithme moyen de la richesse des unités familiales comprises entre les 15^{e} et 50^{e} centiles a baissé de 0,128, tandis que celui des unités familiales comprises entre les 50^{e} et 85^{e} (60^{e} et 95^{e}) centiles a augmenté de 0,210 (0,264).

---

[30] Le niveau d'instruction est inclus à titre de facteur pouvant influer sur le taux d'épargne d'une famille. Les changements de codes du niveau de scolarité entre 1984 et 1999 laissent entendre que les deux catégories suivantes sont uniformes au fil des ans : 1) pas de diplôme universitaire et 2) diplômé universitaire. L'indicateur de famille monoparentale est utilisé pour saisir les répercussions négatives des frais de garde d'enfants sur le taux d'épargne des familles monoparentales. Pour un niveau de revenu donné, plus la taille de la famille est grande, plus il est probable que ses dépenses de consommation augmentent et que son taux d'épargne diminue. Les contrôles provinciaux et urbains/ruraux visent à saisir les différences dans la richesse associées aux différences dans le coût de la vie. Les contrôles pour les héritages (W_{i0}), les transferts entre vifs (IV_{iT-1}) et les taux de rendement (r_{iT-1}) ne sont pas inclus dans l'équation de richesse puisque l'EAD de 1984 et l'ESF de 1999 ne contiennent pas de renseignements sur ces variables.

[31] Cette baisse potentielle du nombre d'années travaillées à temps plein pourrait être contrebalancée par le fait que les jeunes habitent chez leurs parents plus longtemps dans les années 90 (comparativement aux années 80), ce qui leur permet peut-être d'accumuler plus d'argent que s'ils avaient quitté « le nid » plus tôt.

Dans le cas tant des unités familiales dont le niveau de richesse est faible que de celles correspondant aux deux définitions des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé, le revenu permanent est plus élevé que le revenu réel (après impôt). Comme on pouvait s'y attendre, le revenu transitoire se situe, en moyenne, tout près de zéro.

Entre 1984 et 1999, le revenu permanent des unités familiales dont le niveau de richesse est faible a légèrement baissé tandis que celui des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé a augmenté. Cette différence dans la variation du revenu permanent pourrait expliquer une partie de l'augmentation de l'écart de richesse entre ces deux types d'unités familiales.

Le pourcentage de jeunes unités familiales — c.-à-d. celles dont le soutien économique principal est âgé de moins de 30 ans — a baissé beaucoup plus chez les unités familiales dont le niveau de richesse est faible (passant de 35 % à 21 %) que chez celles dont le niveau de richesse est élevé (passant de 10 % à 5 % pour les unités familiales comprises entre les 50^{e} et 85^{e} centiles, et de 8 % à 3 % pour celles comprises entre les 60^{e} et 95^{e} centiles). Comme la richesse moyenne des jeunes unités familiales est inférieure à la moyenne globale, ces variations divergentes dans l'importance relative des jeunes unités familiales peuvent avoir tendance à *réduire* l'écart de richesse. Toutefois, le pourcentage d'unités familiales plus âgées — c.-à-d. celles dont le soutien économique principal est âgé d'au moins 65 ans — a augmenté d'au moins cinq points de pourcentage chez les unités familiales dont le niveau de richesse est élevé, tout en restant virtuellement inchangé chez celles dont le niveau de richesse est faible. Cette tendance divergente tend à *accroître* l'écart de richesse. Par conséquent, l'effet de la variation de la composition par l'âge des unités familiales dont le niveau de richesse est faible et de celles dont le niveau de richesse est élevé sur l'accroissement de l'écart de richesse n'est pas clair.

On constate des hausses très similaires du niveau de scolarité dans les divers groupes d'unités familiales. Le pourcentage de soutiens économiques principaux ayant un diplôme universitaire a augmenté de six points de pourcentage (passant de 11 % à 17 %) chez les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et de sept à neuf points de pourcentage chez celles dont le niveau de richesse est élevé. Il est donc peu probable que le niveau de scolarité joue un rôle important dans la croissance de l'écart de richesse. De même, le pourcentage de familles monoparentales a augmenté très légèrement (passant de 4 % à 5 %) chez les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et il est demeuré virtuellement inchangé chez celles dont le niveau de richesse est élevé. Par conséquent, il est aussi peu probable que la variation de l'importance relative des familles monoparentales joue un rôle important.

On peut en arriver à la même conclusion en ce qui a trait à la taille de la famille, la province et l'appartenance à la population urbaine ou rurale : on ne constate aucune tendance sensiblement divergente dans le cas de ces trois variables. Par conséquent, nos attentes sont les suivantes : 1) la variation du revenu permanent et de la composition par âge pourrait jouer un rôle dans l'aumentation de l'écart de richesse mais 2) il est peu probable que la variation d'autres caractéristiques démographiques y contribue.

Le tableau 13 confirme ces attentes. Quelle que soit la définition de l'unité familiale dont le niveau de richesse est élevé et le modèle de pondération adoptés, le niveau de scolarité, la situation de famille monoparentale, la taille de la famille, la province et l'appartenance à la population urbaine ou rurale n'expliquent virtuellement aucune partie de l'augmentation de l'écart de richesse[32]. Les différences dans l'augmentation du revenu permanent ont une incidence, mais elle est très limitée : en effet, elles n'expliquent qu'entre 9 % et 15 % de l'augmentation de l'écart de richesse. Le revenu transitoire n'a

[32] Les résultats détaillés des régressions logarithmiques de la richesse sont présentés aux tableaux 1 à 6 à l'annexe 3.

aucune incidence, ce qui n'a rien d'étonnant. L'effet du revenu permanent est contrebalancé par le fait que les différences dans la variation de la composition par âge entre les groupes ont tendance à réduire l'écart de richesse. En conséquence, prises ensemble, virtuellement aucune partie de l'augmentation de l'écart de richesse ne peut être attribuée aux variables explicatives.

Nous en arrivons donc à la conclusion que ni (les différences dans) la variation du revenu permanent ni (les différences dans) la variation des caractéristiques sociodémographiques, *telles que mesurées à l'aide des données transversales*, n'expliquent une partie significative de l'écart croissant entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé[33]. Revenant à l'équation (1), cela laisse supposer que les *différences* entre les groupes *dans l'augmentation* des héritages, des transferts entre vifs, des taux de rendement antérieurs et (ou) du nombre d'années de travail à temps plein ont probablement contribué à augmenter l'écart de richesse entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé.

VII.2.2 En utilisant le niveau de richesse comme variable dépendante

L'utilisation du logarithme naturel de la richesse comme variable dépendante nous permet de comparer (approximativement) les *taux de croissance* de la richesse enregistrés par les familles dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé entre 1984 et 1999. Toutefois, la spécification du logarithme de la richesse nous empêche d'inclure dans notre décomposition les unités familiales dont la valeur nette est nulle ou négative. Pour pouvoir les inclure, nous devons spécifier une équation de richesse dans laquelle le niveau de richesse est la variable dépendante. Dans ce cas, l'équation (5) mesure la variation au fil du temps de l'écart de richesse entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé. Par écart de richesse, nous entendons la différence, une année donnée, entre la richesse moyenne des unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celle des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé.

Le problème concernant cette spécification de rechange tient à ce que l'écart de richesse augmente systématiquement lorsque la richesse moyenne des unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celle des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé augmentent à exactement le même taux. L'augmentation est alors simplement attribuable au fait que le niveau de richesse des premières est inférieur à celui des deuxièmes. De même, lorsque la richesse moyenne du premier groupe augmente, par exemple, de 5 % tandis que la richesse moyenne du deuxième groupe augmente de 10 %, une partie de l'augmentation de l'écart de richesse est simplement attribuable non à des différences dans les taux de croissance, mais simplement au fait que le niveau de richesse du premier groupe est inférieur à celui du deuxième. Il est alors impossible d'interpréter l'équation (5) d'une manière significative. Comme nous cherchons principalement à expliquer les différences dans les taux de croissance de la richesse moyenne des unités familiales dont le niveau de richesse est faible et de celles dont le niveau de richesse est élevé entre 1984 et 1999, il semble à prime abord peu approprié d'utiliser le niveau de richesse comme variable dépendante.

Une façon de surmonter ce problème consiste à reconnaître que lorsque la richesse moyenne d'un groupe d'unités familiales demeure inchangée au fil du temps tandis que celle de l'autre groupe varie, la variation globale au fil du temps de l'écart de richesse est attribuable à des différences dans les taux de croissance

[33] La conclusion est la même lorsque nous utilisons — entre autres variables explicatives — un terme quadratique pour exprimer l'âge du soutien économique principal (et de son conjoint) dans les régressions du revenu et dans les régressions du logarithme de la richesse.

des divers groupes d'unités familiales. Par exemple, si le taux de croissance de la richesse moyenne des unités familiales dont le niveau de richesse est faible est de 0 % tandis que celui des unités familiales dont le niveau de richesse est élevé est de 10 %, tout l'accroissement de l'écart de richesse peut être attribué aux taux de croissance divergents. En pareil cas, on peut interpréter l'équation (5) d'une manière significative.

Malheureusement, on constate que la richesse moyenne de la tranche de 50 % inférieure de la répartition de la richesse est demeurée essentiellement inchangée en 1984 et 1999, diminuant de -0,6 % seulement (elle est passé de 13 808 $ à 13 722 $). En même temps, la richesse moyenne des unités familiales comprises entre les 60e et les 95e déciles a augmenté de 32,8 % (passant de 188 469 $ à 250 223 $). Ainsi, 99,9 % de l'augmentation de l'écart de richesse entre ces deux groupes peut être attribué aux taux de croissance divergents[34]. Pour cette raison, nous recalculons l'équation (5) en utilisant le niveau de richesse comme la variable dépendante dans la régression de la richesse. Les résultats sont exposés au tableau 14[35].

Notre principale conclusion — à l'effet que ni (les différences dans) la variation du revenu permanent ni (les différences dans) la variation des caractéristiques sociodémographiques n'expliquent une partie significative de l'écart croissant entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé — demeure inchangée. Pris ensemble, les facteurs revenu et profil démographique expliquent tout au plus 8 % de l'augmentation de l'écart de richesse.

VIII. Explication comptable de l'augmentation de l'inégalité de la richesse

Toute année donnée t, le coefficient de Gini de la richesse (G_t) est la somme de la contribution de chaque composante de la richesse k à l'inégalité globale (C_{kt}) :

(6) $Gt = \Sigma C_{kt}$

Dans le cas du coefficient de Gini, la contribution de chaque composante de la richesse k à l'inégalité globale est égale à (Lerman et Yitzhaki, 1985) :

(7) $C_{kt} = G_{kt} * S_{kt} * R_{kt}$

où G_{kt} est le coefficient de Gini de la composante de la richesse k en l'année t, S_{kt} est la part de la composante k de la valeur nette totale et R_{kt} est la « corrélation de Gini » entre la composante k et la valeur nette globale[36]. L'équation (7) sous-entend que l'importance de la contribution de la composante de

---

[34] L'écart de richesse a augmenté de 61 840 $ (c.-à-d. (250 223 $ - 13 722 $) — (188 469 $ - 13 808 $)). Si la richesse moyenne des unités familiales se situant dans la tranche de 50 % inférieure de la répartition de la richesse était demeurée inchangée, l'écart de richesse aurait augmenté de 61 754 $ (c.-à-d. (250 223 $ - 188 469 $)), soit 99,9 % de l'augmentation observée de l'écart de la richesse.

[35] Les résultats détaillés (le niveau) des régressions de la richesse sont exposés aux tableaux 7 à 10 de l'annexe 3.

[36] R_{kt} est égal au ratio entre la covariance de la composante de la richesse k avec répartition cumulative de la valeur nette globale et la covariance de la composante de la richesse k avec répartition cumulative de la composante k. Il est égal à 1 lorsque le classement des unités familiales pour la composante donnée est identique à celui des unités familiales pour la valeur nette globale (voir Pedersen, 1999:220, cité par Myles, 2000).

la richesse k à l'inégalité de la richesse globale s'accroît plus cette composante de la richesse est répartie inégalement (c.-à-d. plus G_{kt} est élevé), plus son importance relative dans la valeur nette globale est grande (c.-à-d. plus S_{kt} est élevée) et plus la corrélation entre cette composante et la valeur nette globale est étroite (c.-à-d. R_{kt} est étroite). Par exemple, comme la part des biens immobiliers (véhicules) dans la valeur nette globale est élevée (faible), nous nous attendons — toutes choses égales d'ailleurs — à ce que les biens immobiliers (les véhicules) jouent un rôle relativement important (petit) dans l'inégalité globale une année donnée.

En combinant les équations (6) et (7) on peut exprimer la variation du coefficient de Gini entre 1984 et 1999 comme la somme des changements dans la contribution de chaque composante :

$$(8)\ G_{99} - G_{84} = (\Sigma\ G_{k99} * S_{k99} * R_{k99}) - (\Sigma\ G_{k84} * S_{k84} * R_{k84})$$

Il importe de comprendre que la décomposition de la variation du coefficient de Gini exécutée dans l'équation (8) n'est qu'un exercice comptable. Par exemple, l'équation (8) peut révéler qu'une partie de l'augmentation de l'inégalité observée entre 1984 et 1999 est attribuable à une augmentation de la contribution C_{kt} des actions à l'inégalité globale. Si cette augmentation tient, par exemple, à une augmentation de l'importance relative des actions dans la valeur nette globale (S_{kt}) ou à une augmentation de l'inégalité dans la répartition des actions (G_{kt}), l'équation (8) n'explique pas *pourquoi* l'importance relative des actions a augmenté ni *pourquoi* la répartition des actions est devenue plus inégale. En outre, l'importance relative d'une composante donnée de la richesse au temps T n'explique pas la valeur nette au temps T[37].

Dans le tableau 15, nous utilisons l'échantillon composé de toutes les unités familiales pour examiner la contribution à C_{kt} de chaque composante de la richesse à l'inégalité globale une année donnée[38]. Nous y présentons également des renseignements sur G_{kt}, S_{kt} et R_{kt}. Trois points qui méritent d'être soulignés concernant ces trois dernières variables.

En premier lieu, de toutes les composantes de la richesse représentant au moins 5 % de la valeur nette, la résidence principale et les véhicules sont les deux réparties le plus également, les coefficients de Gini s'établissant à entre 0,605 et 0,635, selon l'année (tableau 15, colonne 2). Par contre, 1) les actions, les obligations et les fonds mutuels, 2) les biens immobiliers autres que la résidence principale et 3) les capitaux propres dans une entreprise sont les trois composantes de la richesse réparties le plus inégalement, les coefficients de Gini s'établissant à entre 0,916 et 0,985. En deuxième lieu, la résidence principale est de loin la composante la plus importante de la richesse, représentant entre 49 % et 51 % de la valeur nette (tableau 15, colonne 3). En troisième lieu, la « corrélation de Gini » est la plus élevée dans le cas des capitaux propres dans une entreprise (entre 0,928 et 0,933), de sorte que le classement des unités familiales selon les capitaux propres dans une entreprise est très semblable à leur classement selon la valeur nette (tableau 15, colonne 4). Dans le cas de tous les avoirs, au contraire, la « corrélation de Gini » est la plus faible pour les véhicules, soit de 0,525 à 0,590. Donc, aux fins du classement des unités

[37] Pour toute unité familiale donnée, l'importance relative d'une composante de la richesse donnée dans la valeur nette globale au temps T est le résultat d'une décision de portefeuille concernant la *répartition* de la valeur nette au temps T mais elle n'explique pas la valeur nette au temps T. Cette dernière dépend, entre autres, des taux de rendement antérieurs qui, à leur tour, dépendent probablement de la répartition de la valeur nette entre les avoirs à risque élevé et les avoirs à faible risque dans le *passé*. La valeur nette au temps T ne dépend pas de la répartition de la valeur nette au temps T.

[38] Voir à l'annexe A les résultats concernant les deux autres échantillons dont sont exclues les tranches supérieures de 1 % et de 5 % des unités familiales, respectivement.

familiales selon la valeur nette, leur classement selon la valeur des véhicules fournit moins de renseignements que celui selon les capitaux propres dans une entreprise[39].

L'importance relative des composantes de la richesse a beaucoup évolué entre 1984 et 1999. La part de la richesse représentée par les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) est passée de 4 % à 16 %, témoignant de la popularité croissante de cet avoir financier dans le portefeuille des unités familiales[40]. De même, la part des actions, des obligations et des fonds mutuels est passée de 6 % à 11 %. La part de l'hypothèque sur la résidence principale est passée de 10 % à 14 %, probablement en raison de l'accès facile aux prêts hypothécaires consentis par les institutions financières entre 1984 et 1999[41]. Ces changements s'accompagnaient d'une baisse sensible de l'importance relative des capitaux propres dans une entreprise (qui est passée de 25 % à 17 %) et d'une baisse moins marquée dans l'importance relative des dépôts (qui est passée de 11 % à 8 %)[42].

Quelles composantes de la richesse jouent le plus grand rôle dans l'inégalité de la richesse une année donnée? En 1999 comme en 1984, la résidence principale contribue le plus à l'inégalité globale, soit entre 34 % et 36 % (tableau 15, colonne 6). Bien que la contribution de la résidence principale soit demeurée stable entre 1984 et 1999, ce n'est pas le cas des autres composantes de la richesse. La contribution des REER est passée de 4 % à 15 % et celle des actions, des obligations et des fonds mutuels, de 6 % à 13 %. La contribution des capitaux propres dans une entreprise, par contre, a enregistré une baisse sensible, passant de 32 % à 21 %, et celle des dépôts a aussi diminué, passant de 10 % à 6 %[43].

Bien que le rôle de plus en plus important joué par les REER, les actions, les obligations et les fonds mutuels dans l'inégalité globale de la richesse n'ait rien d'étonnant, la contribution nettement décroissante des capitaux propres dans une entreprise, à prime abord, soulève des questions.

Ces questions ne restent pas sans réponse. En premier lieu, nous constatons que la baisse de la contribution des capitaux propres dans une entreprise à l'inégalité globale de la richesse s'explique entièrement, sur le plan comptable, par la diminution de l'importance relative de ces capitaux dans la

---

[39] Presque toutes ces conclusions qualitatives s'appliquent aux deux autres échantillons, la seule exception étant que la « corrélation de Gini » pour les capitaux propres dans une entreprise, bien que l'une des plus élevées parmi les diverses composantes de la richesse, n'est pas toujours la plus élevée dans les deux autres échantillons, particulièrement dans celui dont la tranche supérieure de 5 % des unités familiales est exclue.

[40] La *Loi de l'impôt sur le revenu* a relevé la limite de la contribution maximale aux REER, qui est passée de 5 500 $ en 1984 à 13 500 $ en 1999 (pour les personnes n'ayant pas un régime de pension agréé), ce qui a probablement contribué à la popularité croissante des REER. Le nombre croissant de travailleurs autonomes, qui ont recours à l'épargne-retraite au moyen des REER et d'autres avoirs financiers, a peut-être aussi joué un rôle à cet égard.

[41] Cet accès plus facile aux prêts hypothécaires est aussi conforme à la diminution de l'inégalité sur le plan de l'hypothèque sur la résidence principale, qui est passée de 0,833 à 0,794 durant la période en question.

[42] Ces conclusions quantitatives demeurent les mêmes lorsque nous éliminons la tranche supérieure de 1 % des unités familiales. Toutefois, lorsque nous éliminons la tranche supérieure de 5 % des unités familiales, l'importance relative des actions, des obligations et des fonds mutuels n'augmente que marginalement et celle des dépôts diminue plus que celle des capitaux propres dans une entreprise.

[43] Ces conclusions qualitatives demeurent les mêmes lorsque nous excluons la tranche supérieure de 1 % des unités familiales. Toutefois, lorsque nous excluons la tranche supérieure de 5 %, la contribution des actions, des obligations et des fonds mutuels n'augmente que marginalement.

valeur nette (qui est passée de 25 % à 17 %)[44]. En deuxième lieu, nous constatons que la plus grande partie de cette diminution s'explique par le fait que la moyenne des capitaux propres dans une entreprise des unités familiales propriétaires d'une entreprise est passée de 224 000 $ en 1984 à 156 000 $ en 1999 (en dollars constants de 1999)[45].

En troisième lieu, il ressort d'une analyse shift-share que cette baisse de la moyenne des capitaux propres dans une entreprise des unités familiales propriétaires d'une entreprise s'explique entièrement par le changement survenu dans la répartition des entreprises sous forme d'augmentation du nombre relatif d'entreprises très petites. Plus précisément, le pourcentage d'entreprises ayant des capitaux propres nets d'au plus 10 000 $ a augmenté, passant de 20 % en 1984 à 49 % en 1999, tandis que celui des entreprises dont les capitaux propres nets se situaient entre 100 000 $ et 500 000 $ a diminué, passant de 29 % à 17 % (tableau 16). Cet accroissement du nombre de travailleurs autonomes propriétaires de très petites entreprises s'est produit au cours d'une période où le nombre de travailleurs autonomes sans aide rémunérée a augmenté énormément[46]. On peut donc supposer que la diminution de l'importance relative des capitaux propres dans une entreprise est attribuable principalement à l'augmentation du nombre proportionnel de travailleurs autonomes sans aide rémunérée et ayant des avoirs très modestes (p. ex. les personnes à leur compte qui exploitent une entreprise d'experts-conseils à la maison à l'aide d'un micro-ordinateur et de quelques autres pièces de matériel électronique) et que cette augmentation joue un rôle important dans la diminution de la contribution des capitaux propres dans une entreprise à l'inégalité globale de la richesse.

Comme la contribution des REER et des actions, des obligations et des fonds mutuels à l'inégalité globale a augmenté entre 1984 et 1999 tandis que celle des capitaux propres dans une entreprise et des dépôts a diminué, nous nous attendons à ce que ces quatre composantes de la richesse soient les principaux facteurs contributifs de l'augmentation de l'inégalité de la richesse durant cette période.

Nous confirmons cette hypothèse au moyen de l'équation (8). Entre 1984 et 1999, le coefficient de Gini de la richesse a augmenté de 0,036 (tableau 17, colonne 1). Les deux plus importants facteurs contributifs de l'augmentation de l'inégalité de la richesse étaient les REER (0,079) et les actions, les obligations et les fonds mutuels (0,049), qui fait augmenter le coefficient de Gini de 0,128 (0,079 + 0,049). L'effet de

---

[44] Le coefficient de Gini pour les capitaux propres dans une entreprise a augmenté légèrement entre 1984 et 1999 (passant de 0,963 à 0,985), tandis que la « corrélation de Gini » pour les capitaux propres dans une entreprise est demeurée virtuellement inchangée (0,933 en 1984 et 0,928 en 1999).

[45] Entre 1984 et 1999, la richesse moyenne est passée de 128 875 $ à 176 087 $. La moyenne des capitaux propres dans une entreprise de toutes les unités familiales a baissé, passant de 31 743 $ à 29 028 $, bien que la proportion d'unités familiales propriétaires d'une entreprise ait augmenté, passant de 14,2 % à 18,7 % durant cette période. Ainsi, toute la baisse de la moyenne des capitaux propres dans une entreprise est attribuable au fait que cette moyenne, pour les unités familiales propriétaires d'une entreprise, est passée de 224 086 $ à 155 610 $. Si cette moyenne était demeurée inchangée, soit de 224 086 $, la moyenne des capitaux propres dans une entreprise de toutes les unités familiales aurait été égale à 41 904 $ (c.-à-d. 224 086 $ fois 18,7 %), représentant 24 % (c.-à-d. 41 904 $ / 176 087 $) de la valeur nette. En pareil cas, l'importance relative des capitaux propres dans une entreprise dans la valeur nette aurait enregistré une baisse plus petite, passant de 25 % à 24 % au lieu de 17 %. Ainsi, la plus grande partie de la diminution de l'importance relative des capitaux propres dans une entreprise dans la valeur nette est attribuable au fait que la moyenne des capitaux propres dans une entreprise des unités familiales propriétaires d'une entreprise est passée de 224 086 $ en 1984 à 155 610 $ en 1999.

[46] Selon les résultats de l'EAD de 1984 et de l'ESF de 1999, le nombre d'unités familiales propriétaires d'une entreprise ayant des capitaux propres nets d'au plus 10 000 $ a augmenté d'environ 850 000 entre 1984 et 1999. Ce phénomène est conforme au fait que, durant la même période, le nombre de travailleurs autonomes sans aide rémunérée a augmenté d'environ 760 000 (Revue chronologique de la population active 1999, CD-Rom 71F0004XCB).

ces deux facteurs a été en partie contrebalancé par les capitaux propres dans une entreprise et les dépôts qui ont fait baisser le coefficient de Gini de 0,071, et de 0,019, respectivement. Virtuellement aucune partie de l'augmentation de l'inégalité de la richesse n'était attribuable à la résidence principale.

Par conséquent, lorsque nous considérons toutes les unités familiales, l'augmentation de l'inégalité de la richesse peut s'expliquer, sur le plan comptable, principalement par la contribution croissante des REER ainsi que des actions, des obligations et des fonds mutuels à l'inégalité globale, laquelle a été contrebalancée en partie par la contribution décroissante des capitaux propres dans une entreprise et des dépôts[47].

Cette conclusion qualitative demeure la même lorsque nous éliminons la tranche supérieure de 1 % des unités familiales (tableau 17, colonne 2).[48] Toutefois, elle ne s'applique pas lorsque nous éliminons la tranche supérieure de 5 % des unités familiales. En pareil cas, les REER demeurent le principal facteur contributif de l'augmentation de l'inégalité de la richesse, mais les actions, les obligations et les fonds mutuels n'ont plus un effet important[49]. Les capitaux propres dans une entreprise et les dépôts demeurent les deux plus importants facteurs qui tendent à faire diminuer l'inégalité de la richesse.

---

[47] Les lois sur les pensions ont été révisées à la fin des années 80 de manière à permettre aux personnes qui quittent leur régime de pension d'employeur de sortir l'argent du régime et de le déposer dans un REER immobilisé (appelé compte de retraite avec immobilisation des fonds ou CRIF). En 1984, ces fonds n'auraient probablement pas été sortis du régime. En l'absence d'estimations des avoirs des régimes de pension d'employeur en 1984, l'idéal serait d'exclure les CRIF de notre concept de la richesse lorsque nous utilisons les données de 1999. Malheureusement, il ressort de la vérification des données que de nombreux répondants ne faisaient probablement pas une distinction claire entre les CRIF et les REER en 1999. Par conséquent, il a été décidé d'inclure les CRIF avec les REER dans l'ensemble de données de l'ESF. Pour vérifier la robustesse de la conclusion selon laquelle, de toutes les composantes de la richesse, ce sont les REER qui ont contribué le plus à accroître l'inégalité de la richesse, nous avons aussi calculé des valeurs imputées pour les CRIF et nous avons exclu ces valeurs du concept de la richesse en 1999. Le coefficient de Gini de la richesse a alors augmenté de 0,037. Les deux plus importants facteurs d'augmentation de l'inégalité de la richesse sont demeurés les REER (0,072) et les actions, les obligations et les fonds mutuels (0,051), qui ont exercé une pression à la hausse sur le coefficient de Gini de 0,123 (0,072 + 0,051). À nouveau, l'effet de ces deux facteurs a été en partie contrebalancé par les capitaux propres dans une entreprise et les dépôts, qui ont exercé sur le coefficient de Gini une pression à la baisse de 0,069 et de 0,019, respectivement. Virtuellement aucune partie de l'augmentation de l'inégalité de la richesse n'était attribuable à la résidence principale. Ainsi, l'exclusion des CRIF des données de 1999 n'a pas d'incidence sur notre conclusion concernant l'importance des REER.

[48] Entre 1984 et 1999, le coefficient de Gini de la richesse a augmenté de 0,029 pour cet échantillon. Les REER et les actions, les obligations et les fonds mutuels ont exercé sur le coefficient de Gini une pression à la hausse de 0,084 et de 0,024, respectivement. Les capitaux propres dans une entreprise, pour leur part, ont exercé une pression à la baisse de 0,060 et les dépôts, de 0,015. La résidence principale a eu une certaine incidence (0,011), mais elle a été essentiellement contrebalancée par l'effet compensateur de l'hypothèque sur la résidence principale (-0,008).

[49] La résidence principale s'est située au deuxième rang d'importance parmi les facteurs qui ont contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse, mais son incidence a été contrebalancée en partie par l'effet compensateur de l'hypothèque sur la résidence principale.

IX. Résumé et conclusions

Le présent document décrit l'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada entre 1984 et 1999. Les principales constatations se résument comme suit :

1. l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999;
2. l'augmentation de l'inégalité de la richesse s'est accompagnée de baisses sensibles de la richesse réelle moyenne et de la richesse médiane de certains groupes, comme les jeunes couples avec enfants et les immigrants récents;
3. seul le 10^{e} (et dans le cas de certains échantillons, le 9^{e}) décile a augmenté sa part de la valeur nette totale entre 1984 et 1999;
4. l'inégalité de la richesse a augmenté davantage chez les couples non âgés ayant des enfants et chez les familles monoparentales que chez les personnes seules et les couples non âgés n'ayant pas d'enfants;
5. la richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont augmenté beaucoup plus chez les unités familiales dont le soutien économique principal est un diplômé universitaire que chez les autres unités familiales; toutes deux ont baissé chez les unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de 25 à 34 ans et augmenté chez celles dont le soutien économique principal est âgé de 55 ans et plus;
6. le vieillissement de la population canadienne durant la période de 1984 à 1999 a eu tendance à augmenter la richesse moyenne et à réduire l'inégalité de la richesse;
7. lorsqu'on considère toutes les unités familiales, les changements dans la structure de la famille – c.-à-d. la proportion croissante de familles monoparentales et de personnes seules – ont un effet ambigu sur l'inégalité de la richesse. Toutefois, lorsqu'on élimine la tranche supérieure de 1 % des unités familiales, entre 14 % et 22 % de l'augmentation de l'inégalité de la richesse est attribuable aux changements survenus dans la structure de la famille;
8. la variation de la richesse moyenne relative selon l'âge et le niveau d'instruction du soutien économique principal a un effet ambigu sur l'inégalité de la richesse;
9. selon que la richesse est exprimée sous forme de logarithme ou de niveau, il semble d'après les méthodes de régression qu'entre 3 % et 15 % de l'accroissement de l'écart de la richesse entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé soit attribuable aux variations du revenu permanent après impôt des familles;
10. sur le plan comptable (et non causal), de toutes les composantes de la richesse, les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) ont été les principaux facteurs contributifs de l'augmentation de l'inégalité de la richesse.

Plusieurs facteurs peuvent avoir contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse. En premier lieu, une partie de la diminution de la richesse réelle médiane des jeunes est probablement attribuable au fait qu'ils passent plus de temps aux études avant d'entrer sur le marché du travail à temps plein (d'où diminution du nombre d'années pendant lesquelles ils gagnent un revenu important) et à l'endettement plus important des étudiants (Finnie 2001)[50]. En deuxième lieu, le boom boursier des années 1990 a

[50] Le fait que les jeunes se marient plus tard, et donc bénéficient plus tard des économies d'échelle associées à la cohabitation, pourrait aussi être un facteur contributif. Toutefois, il pourrait être contrebalancé par le fait que certains jeunes restent chez leurs parents plus longtemps et(ou) ont recours à d'autres formes de cohabitation. De même, le déplacement à la baisse dont atteste le profil âge-gains des jeunes hommes, documenté par Beaudry et Green (1996), a peut-être eu tendance à réduire la richesse réelle des jeunes hommes mais son effet a peut-être été contrebalancé en partie par le nombre croissant de jeunes familles où les deux conjoints travaillent

probablement contribué à la réévaluation rapide des avoirs financiers observée au Canada au cours de la dernière décennie (Yan, 2001). Comme les avoirs financiers sont détenus surtout par les familles au sommet de la répartition de la richesse, cette réévaluation a sans doute contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse[51]. En troisième lieu, l'accès plus facile au crédit et(ou) des changements dans leurs préférences ont peut-être amené certaines familles à s'endetter davantage pour financer leurs dépenses de consommation, ce qui a diminué leur valeur nette. En quatrième lieu, les cotisations accrues aux REER des familles se situant dans la tranche du milieu de la répartition de la richesse ont peut-être contribué à accroître l'écart entre ces familles et les familles plus pauvres *si* toutefois ces cotisations plus importantes ont eu pour effet de relever le taux d'épargne des premières. En cinquième lieu, les différences entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé dans l'augmentation des héritages et des transferts entre vifs ont peut-être aussi joué un rôle. Il est impossible de quantifier ces facteurs à l'aide des ensembles de données existants.

La proportion croissante de jeunes couples ayant des enfants et dont la richesse est nulle ou négative laisse supposer qu'une fraction non négligeable de jeunes familles d'aujourd'hui peuvent être vulnérables aux chocs négatifs, c.-à-d. n'avoir accumulé aucune épargne leur permettant de disposer de liquidités en période de stress économique. Il serait utile de procéder à d'autres recherches pour voir si un examen de la richesse plutôt que du revenu permet de brosser un tableau différent des familles vulnérables.

[51] C'est ce que nous voulons dire lorsque nous soutenons que les différences entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé dans l'augmentation des taux de rendement de l'épargne ont probablement joué un rôle dans l'augmentation de l'inégalité de la richesse.

Tableau 1 : Richesse moyenne et médiane selon l'unité familiale, 1984 et 1999.

	Dollars constants de 1999		
	1984	1999	Variation en % 1984-1999
I. Toutes les unités familiales			
A) Valeur nette			
Médiane	58 392	64 600	10,6%
Moyenne	128 875	176 087	36,6%
Pourcentage dont la valeur nette est nulle ou négative	10,8%	13,3%	23,1%
B) Avoirs financiers			
Médiane	10 897	14 850	36,3%
Moyenne	34 563	66 514	92,4%
Pourcentage dont la valeur des avoirs financiers est nulle ou négative	17,7%	19,7%	11,3%
Taille de l'échantillon	14 029	15 933	-
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
A) Valeur nette			
Médiane	56 982	63 066	10,7%
Richesse	107 918	140 864	30,5%
Pourcentage dont la valeur des avoirs financiers est nulle ou négative	10,9%	13,4%	22,9%
B) Avoirs financiers			
Médiane	10 728	14 310	33,4%
Moyenne	31 371	54 274	73,0%
Pourcentage dont la valeur des avoirs financiers est nulle ou négative	17,8%	19,9%	11,8%
Taille de l'échantillon	13 870	15 452	-
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
A) Valeur nette			
Médiane	51 483	56 600	9,9%
Richesse	84 315	108 116	28,2%
Pourcentage dont la valeur des avoirs financiers est nulle ou négative	11,3%	14,0%	23,9%
B) Avoirs financiers			
Médiane	9 962	12 650	27,0%
Moyenne	25 423	38 783	52,6%
Pourcentage dont la valeur des avoirs financiers est nulle ou négative	18,2%	20,7%	13,7%
Taille de l'échantillon	13 282	14 474	-

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

- La valeur des avoirs financiers est égale à la valeur nette moins la valeur nette de la résidence et les capitaux propres dans une entreprise.

Tableau 2 : Richesse moyenne selon l'âge du soutien économique principal, 1984 et 1999.

	Richesse moyenne (en dollars constants de 1999)			Répartition des unités familiales selon l'âge du soutien économique principal		
	(1) 1984	(2) 1999	(3) Variation en % 1984-1999	(4) 1984 %	(5) 1999 %	(6) Variation 1984-1999
I. Toutes les unités familiales						
Âge du soutien économique principal						
Moins de 25 ans	32 284	32 918	2,0%	10,2	5,9	-4,2
25 à 34 ans	69 890	67 264	-3,8%	26,0	19,5	-6,5
35 à 44 ans	137 608	151 915	10,4%	20,2	24,7	4,5
45 à 54 ans	202 422	247 751	22,4%	14,7	19,6	4,9
55 à 64 ans	210 290	302 856	44,0%	13,1	11,9	-1,2
65 ans et plus	140 749	211 862	50,5%	15,9	18,3	2,4
Richesse moyenne - total	128 875	176 087	36,6%	100,0	100,0	-
% de l'augmentation de la richesse totale (36,6 % = 100) attribuable aux poids démographiques						
Poids de 1984	31,4					
Poids de 1999	29,9					
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue						
Âge du soutien économique principal						
Moins de 25 ans	31 722	24 599	-22,5%	10,3	6,0	-4,3
25 à 34 ans	61 864	58 476	-5,5%	26,2	19,7	-6,5
35 à 44 ans	113 998	118 501	3,9%	20,1	24,8	4,6
45 à 54 ans	158 823	190 114	19,7%	14,5	19,5	4,9
55 à 64 ans	176 397	234 190	32,8%	13,0	11,8	-1,2
65 ans et plus	122 615	185 074	50,9%	15,9	18,3	2,4
Richesse moyenne - total	107 918	140 864	30,5%	100,0	100,0	-
% de l'augmentation de la richesse totale (36,6 % = 100) attribuable aux poids démographiques						
Poids de 1984	35,4					
Poids de 1999	31,5					
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue						
Âge du soutien économique principal						
Moins de 25 ans	24 123	16 461	-31,8%	10,6	6,2	-4,4
25 à 34 ans	51 388	49 404	-3,9%	26,8	20,3	-6,5
35 à 44 ans	93 122	97 697	4,9%	20,3	25,2	4,9
45 à 54 ans	125 117	141 893	13,4%	14,2	18,9	4,8
55 à 64 ans	129 691	167 891	29,5%	12,3	11,3	-1,1
65 ans et plus	97 023	147 156	51,7%	15,8	18,1	2,3
Richesse moyenne - total	84 315	108 117	28,2%	100,0	100,0	-
% de l'augmentation de la richesse totale (28,2 % = 100) attribuable aux poids démographiques						
Poids de 1984	38,6					
Poids de 1999	34,6					

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Tableau 3 : Variation de l'inégalité de la richesse, 1984-1999.

I. Toutes les unités familiales	1984	1999	Variation en % 1984-1999
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,691	0,727	5,2%
Coefficient de var.	2,325	3,146	35,3%
Mesure exponentielle	0,531	0,560	5,5%
B) Unité d'analyse : personnes			
Gini	0,678	0,723	6,6%
Coefficient de var.	2,390	3,105	29,9%
Mesure exponentielle	0,501	0,541	8,0%
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,646	0,675	4,4%
Coefficient de var.	1,429	1,517	6,2%
Mesure exponentielle	0,542	0,556	2,6%
B) Unité d'analyse : personnes			
Gini	0,635	0,674	6,2%
Coefficient de var.	1,517	1,639	8,0%
Mesure exponentielle	0,468	0,493	5,5%
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,605	0,637	5,4%
Coefficient de var.	1,169	1,255	7,4%
Mesure exponentielle	0,906	0,838	-7,4%
B) Unité d'analyse : personnes			
Gini	0,597	0,642	7,5%
Coefficient de var.	1,266	1,397	10,3%
Mesure exponentielle	0,492	0,472	-3,9%

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

Tableau 4 : Variation de la valeur nette médiane entre 1984 et 1999, selon le décile de la valeur nette

	Valeur nette médiane (en dollars constants de 1999)		Variation entre 1984 et 1999	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	1984	1999	(2) - (1)	%
I. Toutes les unités familiales				
Décile				
1er	-1 824	-5 700	-3 876	-
2e	674	101	-573	-85,0%
3e	6 743	5 920	-823	-12,2%
4e	21 380	22 700	1 320	6,2%
5e	45 365	49 580	4 215	9,3%
6e	72 155	81 466	9 311	12,9%
7e	104 764	129 000	24 237	23,1%
8e	147 751	192 500	44 749	30,3%
9e	222 861	299 373	76 512	34,3%
10e	464 376	628 100	163 724	35,3%
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*				
Décile				
1er	-1 839	-5 900	-4 061	-
2e	615	100	-515	-83,7%
3e	6 448	5 550	-898	-13,9%
4e	20 684	22 000	1 316	6,4%
5e	44 139	47 929	3 790	8,6%
6e	70 861	79 301	8 440	11,9%
7e	102 331	125 400	23 069	22,5%
8e	143 298	186 025	42 728	29,8%
9e	213 797	283 545	69 748	32,6%
10e	407 976	559 350	151 374	37,1%
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*				
Décile				
1er	-1 992	-6 220	-4 228	-
2e	463	50	-413	-89,2%
3e	5 574	4 500	-1 074	-19,3%
4e	17 864	19 060	1 196	6,7%
5e	39 388	42 597	3 209	8,1%
6e	65 288	72 200	6 912	10,6%
7e	93 028	112 600	19 572	21,0%
8e	130 031	165 600	35 569	27,4%
9e	183 957	242 455	58 498	31,8%
10e	296 079	410 500	114 421	38,6%

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

Tableau 5 : Part de la valeur nette totale détenue par chaque décile, 1984 et 1999.

	(1) 1984	(2) 1999	(3) (2) - (1)
I. Toutes les unités familiales	%	%	
Décile			
1re	-0,5	-0,6	-0,1
2e	0,1	0,0	-0,1
3e	0,5	0,4	-0,2
4e	1,7	1,3	-0,4
5e	3,5	2,8	-0,7
6e	5,6	4,7	-1,0
7e	8,2	7,4	-0,8
8e	11,5	11,0	-0,6
9e	17,5	17,4	-0,2
10e	51,8	55,7	3,9
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
Décile			
1re	-0,6	-0,8	-0,2
2e	0,1	0,0	-0,1
3e	0,6	0,4	-0,2
4e	1,9	1,6	-0,4
5e	4,1	3,4	-0,7
6e	6,6	5,7	-0,9
7e	9,5	9,0	-0,5
8e	13,4	13,3	-0,1
9e	20,1	20,7	0,6
10e	44,2	46,6	2,4
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
Décile			
1re	-0,7	-1,0	-0,3
2e	0,1	0,0	-0,1
3e	0,7	0,5	-0,2
4e	2,2	1,8	-0,4
5e	4,7	4,0	-0,7
6e	7,7	6,7	-1,0
7e	11,1	10,4	-0,7
8e	15,5	15,4	-0,1
9e	22,0	22,8	0,8
10e	36,8	39,5	2,6

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes. Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

Tableau 6 : Coefficien de Gini selon le type de famille, 1984 et 1999.

	1984	1999	Variation en %
I. Toutes les unités familiales			
Personnes seules - âgées	0,647	0,655	1,2%
Personnes seules - non âgées	0,853	0,868	1,8%
Couples non âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,666	0,695	4,4%
Couples non âgés avec enfants de moins de 18 ans**	0,647	0,707	9,3%
Couples non âgés avec enfants de 18 ans et plus ou autres personnes apparentées***	0,540	0,614	13,7%
Couples âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,540	0,541	0,2%
Familles monoparentales	0,807	0,897	11,2%
Autres types de familles	0,667	0,650	-2,5%
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
Personnes seules - âgées	0,626	0,633	1,1%
Personnes seules - non âgées	0,840	0,852	1,4%
Couples non âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,612	0,618	1,0%
Couples non âgés avec enfants de moins de 18 ans**	0,587	0,636	8,3%
Couples non âgés avec enfants de 18 ans et plus ou autres personnes apparentées***	0,460	0,530	15,2%
Couples âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,490	0,486	-0,8%
Familles monoparentales	0,807	0,866	7,3%
Autres types de familles	0,612	0,603	-1,5%
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
Personnes seules - âgées	0,598	0,599	0,2%
Personnes seules - non âgées	0,823	0,840	2,1%
Couples non âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,568	0,569	0,2%
Couples non âgés avec enfants de moins de 18 ans**	0,535	0,591	10,5%
Couples non âgés avec enfants de 18 ans et plus ou autres personnes apparentées***	0,385	0,461	19,7%
Couples âgés sans enfants ni autres personnes apparentées	0,416	0,416	0,0%
Familles monoparentales	0,801	0,864	7,9%
Autres types de familles	0,560	0,553	-1,3%

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

** : La famille comprend au moins un enfant du soutien économique principal âgé de moins de 18 ans. Elle peut comprendre aussi autres personnes apparentées.

*** : Ne comprend pas d'enfants âgés de moins de 18 ans.

Tableau 7 : Variation de la valeur nette moyenne des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans, selon le quintile.*

	Valeur nette moyenne (en dollars constants de 1999)		Variation entre 1984 et 1999	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	1984	1999	(2) - (1)	%
I. Tous les couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans				
Quintile				
1er	65	-3 275	-3 340	-
2e	34 849	29 819	-5 030	-14,4%
3e	77 853	80 498	2 645	3,4%
4e	140 961	170 174	29 213	20,7%
5e	493 015	703 527	210 512	42,7%
II. Tranche supérieure de 1 % des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans exclue**				
Quintile				
1er	-83	-3 392	-3 309	-
2e	34 289	29 192	-5 097	-14,9%
3e	76 645	78 806	2 161	2,8%
4e	137 703	165 624	27 921	20,3%
5e	383 161	494 398	111 237	29,0%
III. Tranche supérieure de 5 % des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans exclue**				
Quintile				
1er	-708	-4 013	-3 305	-
2e	31 954	26 815	-5 139	-16,1%
3e	71 845	72 356	511	0,7%
4e	126 223	149 044	22 821	18,1%
5e	269 504	349 289	79 785	29,6%

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Couples où au moins un enfant du soutien économique principal est âgé de moins de 18 ans.

** Après classement des couples en ordre ascendant selon leur valeur nette.

Tableau 8 : Richesse médiane et moyenne selon les caractéristiques du soutien économique principal, 1994-1999 - Toutes les unités familiales.*

	Richesse médiane			Richesse moyenne		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1984	1999	Var. en %	1984	1999	Var. en %
	$	$	1984-1999	$	$	1984-1999
Niveau de scolarité du soutien économique principal						
Pas de diplôme univ.	52,807	54,100	2,4%	119,344	145,279	21,7%
Diplôme universitaire	99,637	118,000	18,4%	189,295	289,522	52,9%
Âge du soutien économique principal						
24 ans ou moins	3,073	150	-95,1%	32,285	32,918	2,0%
25 à 34 ans	23,395	15,100	-35,5%	69,890	67,264	-3,8%
35 à 44 ans	73,488	60,000	-18,4%	137,608	151,915	10,4%
45 à 54 ans	123,987	115,200	-7,1%	202,422	247,751	22,4%
55 à 64 ans	129,090	154,115	19,4%	210,290	303,856	44,5%
65 ans et plus	80,789	126,000	56,0%	140,749	211,863	50,5%
Niveau de scolarité/Âge du soutien économique principal						
25 à 34 ans - Pas de diplôme univ.	21,196	11,100	-47,6%	62,564	49,836	-20,3%
25 à 34 ans - Diplôme univ.	41,224	30,900	-25,0%	102,119	112,088	9,8%
35 à 54 ans - Pas de diplôme univ.	80,461	65,800	-18,2%	153,211	156,045	1,8%
35 à 54 ans - Diplôme univ.	130,271	144,741	11,1%	218,715	312,320	42,8%
Situation d'immigration du soutien économique principal						
Né au Canada	53,947	60,500	12,1%	122,866	168,695	37,3%
Immigrant : au Canada 20 ans ou plus	120,002	171,300	42,7%	194,756	285,585	46,6%
Immigrant : au Canada 10 à 19 ans	68,047	44,500	-34,6%	114,357	140,782	23,1%
Immigrant : au Canada moins de 10 ans	17,625	13,100	-25,7%	90,103	75,686	-16,0%
Type de famille						
Personnes seules - âgées	41,380	70,000	69,2%	78,674	138,107	75,5%
Personnes seules - non âgées	5,772	6,000	4,0%	47,204	63,888	35,3%
Couples sans enfants (a)	71,526	101,603	42,1%	151,171	244,174	61,5%
Couples, enfants de moins de 18 ans (b)	77,856	77,800	-0,1%	149,293	195,922	31,2%
Couples, enfants de 18 ans et plus (c)	155,788	167,400	7,5%	251,486	312,493	24,3%
Couples âgés sans enfants (d)	121,075	177,500	46,6%	198,498	280,487	41,3%
Familles monoparentales	1,870	3,656	95,5%	39,438	63,808	61,8%
Autres types de familles	74,198	112,700	51,9%	145,075	210,155	44,9%

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Les chiffres sont exprimés en dollars constants de 1999.

(a) : Couples non âgés sans enfants ni autres personnes apparentées

(b) : Couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans

(c) : Couples non âgés ayant des enfants de 18 ans et plus ou d'autres personnes apparentées

(d) : Couples âgée sans enfants ni autres personnes apparentées

Tableau 9 : Variation de la valeur nette moyenne et médiane des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans, selon l'âge du soutien économique principal.*

	Valeur nette (en dollars constants de 1999)		
	(1) 1984	(2) 1999	(3) Variation en %
Âge du soutien économique principal			
I. 25 à 54 ans			
Moyenne	149 674	194 949	30,2%
Médiane	78 622	78 500	-0,2%
% de couples dont la valeur nette est nulle ou négative	6,2%	8,5%	
II. 25 à 34 ans			
Moyenne	94 915	76 408	-19,5%
Médiane	43 990	30 841	-29,9%
% de couples dont la valeur nette est nulle ou négative	9,5%	16,0%	
III. 35 à 44 ans			
Moyenne	163 372	197 931	21,2%
Médiane	91 123	89 500	-1,8%
% de couples dont la valeur nette est nulle ou négative	4,9%	6,8%	
IV. 45 à 54 ans			
Moyenne	227 809	326 831	43,5%
Médiane	144 370	161 500	11,9%
% de couples dont la valeur nette est nulle ou négative	2,8%	3,4%	

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
* couples non âgés dont le soutien économique principal âgé de 18 ans a au moins un enfant.

Tableau 10 : Niveaux contre-factuels de l'inégalité de la richesse en 1999 (fondés sur les poids de 1984).*

	Données réelles		Données de 1999 fondées sur	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	1984	1999	Structure du type de famille 1984	Structure d'âge 1984
I. Toutes les unités familiales				
Gini	0,691	0,727	0,724	0,750
Coefficient de variation	2,325	3,146	3 157	3,261
Mesure exponentielle	0,531	0,560	0,558	0,590
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*				
Gini	0,646	0,675	0,669	0,702
Coefficient de variation	1,429	1,517	1,498	1,613
Mesure exponentielle	0,542	0,556	0,554	0,612
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*				
Gini	0,605	0,637	0,629	0,668
Coefficient de variation	1,169	1,255	1,235	1,341
Mesure exponentielle	0,906	0,838	0,848	1,074

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
* L'unité d'analyse est l'unité familiale.

Tableau 11 : Niveaux contre-factuels de l'inégalité de la richesse en 1999.*

	Données réelles		Données de 1999 fondées sur		
	(1) 1984	(2) 1999	(3) Richesse relative selon l'âge 1984	(4) Richesse relative selon l'âge et le niveau d'instruction 1984	(5) Caractéristiques de la famille 1984
I. Toutes les unités familiales					
Gini	0,691	0,727	0,725	0,721	0,740
Coefficient de variation	2,325	3,146	3,207	3,161	3,244
Mesure exponentielle	0,531	0,560	0,572	0,580	0,603
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*					
Gini	0,646	0,675	0,672	0,671	0,695
Coefficient de variation	1,429	1,517	1,519	1,507	1,597
Mesure exponentielle	0,542	0,556	0,643	0,656	0,676
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*					
Gini	0,605	0,637	0,637	0,636	0,661
Coefficient de variation	1,169	1,255	1,260	1,257	1,326
Mesure exponentielle	0,906	0,838	1,222	1,174	1,312

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* L'unité d'analyse est l'unité familiale.

Tableau 12 : Statistiques descriptives - variables incluses dans les régressions du logarithme de la richesse, 1984 et 1999.

I. Variables explicatives dans la régression de la richesse	15e au 50e centile		50e au 85e centile		60e au 95e centile	
	1984	1999	1984	1999	1984	1999
Revenu réel *	30,394	31,509	43,929	46,289	49,326	50,815
Revenu permanent (en milliers de dollars)	35,847	34,744	50,908	54,408	56,29	58,902
Revenu transitoire (en milliers de dollars)	7,48E-08	-1,57E-08	2,31E-07	2,08E-07	4,86E-08	-1,72E-07
Fraction des unités familiales dont le soutien économique principal est âgé de :						
Moins de 30 ans	0,348	0,211	0,097	0,046	0,077	0,03
30 à 44 ans	0,338	0,407	0,353	0,34	0,323	0,294
45 à 54 ans	0,091	0,156	0,185	0,233	0,215	0,246
55 à 64 ans	0,076	0,079	0,171	0,137	0,195	0,17
65 ans et plus	0,148	0,147	0,195	0,245	0,191	0,26
Fraction des unités familiales dont le soutien économique principal :						
N'a pas de diplôme universitaire	0,889	0,826	0,857	0,781	0,833	0,744
Est un diplômé universitaire	0,111	0,174	0,143	0,219	0,167	0,256
Fraction des unités familiales qui :						
Ne sont pas des familles monoparentales	0,964	0,948	0,981	0,982	0,983	0,987
Sont des familles monoparentales	0,036	0,052	0,019	0,018	0,017	0,013
Taille de la famille	2,384	2,254	2,922	2,655	2,997	2,701
Fraction des unités familiales habitant :						
À Terre-Neuve	0,022	0,021	0,021	0,015	0,015	0,009
À l'Île-du-Prince-Édouard	0,004	0,005	0,005	0,004	0,004	0,004
En Nouvelle-Écosse	0,034	0,034	0,036	0,032	0,029	0,026
Au Nouveau-Brunswick	0,033	0,029	0,025	0,026	0,019	0,018
Au Québec	0,294	0,294	0,252	0,245	0,216	0,212
En Ontario	0,319	0,33	0,38	0,375	0,403	0,409
Au Manitoba	0,039	0,04	0,044	0,039	0,045	0,035
En Saskatchewan	0,036	0,031	0,037	0,036	0,041	0,035
En Alberta	0,104	0,089	0,077	0,102	0,083	0,104
En Colombie-Britannique	0,115	0,127	0,122	0,125	0,145	0,147
Fraction des unités familiales habitant dans :						
Régions rurales	0,145	0,156	0,177	0,195	0,166	0,18
Régions urbaines	0,855	0,844	0,823	0,805	0,834	0,82
II. Richesse						
Richesse moyenne (en dollars constants de 1999)	21 386	22 652	121 670	153 684	188 469	250 223
Logarithme moyen de la richesse	9,453	9,325	11,643	11,853	12,05	12,314
Taille de l'échantillon	4 863	5 252	5 049	5 499	4 974	5 509

* n'est pas une variable explicative dans la régression de la richesse. Voir la définition du revenu permanent et du revenu transitoire dans le corps du texte.

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Tableau 13 : Décomposition de la différence entre les variations au fil du temps du logarithme moyen de la richesse : unités familiales dont le niveau de richesse est faible et unités familiales dont le niveau de richesse est élevé.

I. Logarithme moyen de la richesse

	1984	1999	Variation 1984-1999
15e au 50e centile	9,453	9,325	-0,128
50e au 85e centile	11,643	11,853	0,210
Différence entre les variations au fil du temps	-	-	**0,338**
15e au 50e centile	9,453	9,325	-0,128
60e au 95e centile	12,050	12,314	0,264
Différence entre les variations au fil du temps	-	-	**0,392**

II. Décomposition de la différence entre les variations au fil du temps

	(0.338 = 100.0)		(0.392 = 100.0)	
	Modèle de pondération 1	Modèle de pondération 2	Modèle de pondération 1	Modèle de pondération 2
A) Pourcentage attribuable aux facteurs suivants :				
Revenu permanent	15,2	9,8	12,6	8,6
Revenu transitoire	0,0	0,0	0,0	0,0
Âge	-14,8	-10,3	-15,1	-10,4
Niveau de scolarité	-1,5	-1,9	-0,1	-1,4
Situation de famille monoparentale	-0,1	1,8	-0,2	1,5
Taille de la famille	-1,9	0,2	-1,0	0,7
Province	2,9	1,6	2,7	1,6
Appartenance à la pop. urbaine ou rurale	-1,8	-1,3	-1,4	-0,8
Total attribuable	-2,0	-0,1	-2,5	-0,2
B) Pourcentage non attribuable	102,0	100,1	102,5	100,2
C) Différence entre les variations au fil du temps	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Tableau 14 : Décomposition de la variation de l'écart de richesse entre les unités familiales dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé.

I. Richesse moyenne

	1984	1999	Variation 1984-1999	Variation 1984-1999
	$	$	$	%
Jusqu'au 50e centile	13 808	13 722	-86	-0,6
60e au 95e centile	188 469	250 223	61 754	32,8
Écart de richesse	174 661	236 501	**61 840**	35,4

II. Décomposition de la variation de l'écart de richesse

	(61 840 $ = 100)	
	Modèle de pondération 1	**Modèle de pondération 2**
A) Pourcentage attribuable aux facteurs suivants :		
Revenu permanent	2,7	2,7
Revenu transitoire	0,0	0,0
Âge	0,0	-0,1
Niveau de scolarité	3,7	1,5
Situation de famille monoparentale	0,0	0,0
Taille de la famille	-0,2	-0,1
Province	1,4	1,0
Appartenance à la pop. urbaine ou rurale	0,0	0,3
Total attribuable	7,6	5,3
B) Pourcentage non attribuable	92,4	94,7
C) Variation de l'écart de richesse	100,0	100,0

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Tableau 15 : Décomposition de l'inégalité de la richesse globale selon la composante de la richesse, 1984 et 1999 - toutes les unités familiales.

I. 1984	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,773	0,114	0,741	0,065	9,5
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,916	0,061	0,791	0,044	6,4
REER ou CRIF	-	0,889	0,044	0,755	0,029	4,3
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,970	0,028	0,773	0,021	3,0
Résidence principale	-	0,629	0,494	0,798	0,248	35,9
Autres biens immobiliers	-	0,920	0,115	0,742	0,078	11,3
Véhicules	-	0,610	0,065	0,525	0,021	3,0
Autres avoirs	-	0,987	0,002	0,586	0,001	0,2
Capitaux propres dans une entreprise	-	0,963	0,246	0,933	0,221	32,0
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,833	0,100	0,250	0,021	-3,0
Autres dettes	-	0,832	0,069	0,306	0,018	-2,5
Total	0,691	-	-	-	-	100,0

II. 1999	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,825	0,075	0,747	0,046	6,3
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,948	0,109	0,902	0,093	12,9
REER ou CRIF	-	0,823	0,159	0,827	0,109	14,9
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,966	0,020	0,761	0,014	2,0
Résidence principale	-	0,605	0,513	0,805	0,250	34,4
Autres biens immobiliers	-	0,931	0,109	0,773	0,079	10,8
Véhicules	-	0,635	0,058	0,590	0,022	3,0
Autres avoirs	-	0,990	0,004	0,885	0,004	0,5
Capitaux propres dans une entreprise	-	0,985	0,165	0,928	0,151	20,7
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,794	0,141	0,224	0,025	-3,5
Autres dettes	-	0,792	0,072	0,268	0,015	-2,1
Total	0,727	-	-	-	-	100,0

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
- Voir les définitions des variables dans le corps du texte.

Tableau 16 : Répartition en pourcentage des unités familiales*, selon les classes d'avoirs nets, 1984 et 1999.

	1984 %	1999 %	Variation 1984-1999
I. Répartition			
Classes d'avoirs nets (en dollars constants de 1999)			
x < 0	0,4	1,0	0,6
(0 < x < 10,000)	20,2	48,6	28,4
(10,000<= x < 20,000)	9,7	7,3	-2,4
(20,000<= x < 30,000)	4,7	5,4	0,7
(30,000<= x < 40,000)	7,7	3,1	-4,6
(40,000<= x < 50,000)	3,6	2,1	-1,5
(50,000<= x < 60,000)	2,5	3,4	0,9
(60,000<= x < 70,000)	3,3	1,8	-1,4
(70,000<= x < 80,000)	4,0	1,6	-2,4
(80,000<= x < 90,000)	1,3	1,1	-0,3
(90,000<= x < 100,000)	2,7	0,8	-1,9
(100000<= x < 500,000)	28,6	16,9	-11,7
(500000<= x <1,000,000)	7,7	3,8	-3,9
x >= 1,000,000	3,8	3,1	-0,7
Total	100,0	100,0	-
II. Analyse Shift-share			
- Moyenne des capitaux propres dans une entreprise des unités familiales propriétaires d'une entreprise (en dollars constants de 1999) :	224 086	155 610	
- a) Moyenne *hypothétique* des capitaux propres dans une entreprise en 1999, fondée sur les poids propres aux classes de 1984 :	-	231 206	
- b) Moyenne *hypothétique* des capitaux propres dans une entreprise en 1984, fondée sur les poids propres aux classes de 1999 :	146 358	-	
- Fraction de la baisse de la moyenne des capitaux propres			
-a) Poids propres aux classes de 1984 : (231 206–155 610)/(224 086–155 610) = 110,4 %			
-b) Poids propres aux classes de 1999 : (224 086-146 358)/(224 086-155 610) = 113,5 %			

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Unités familiales dont la valeur des capitaux propres dans une entreprise n'est pas nulle seulement.

Tableau 17 : Décomposition de la variation du coefficient de Gini selon la composante de la richesse, 1984-1999.

	(1) Toutes les unités familiales	(2) Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue	(2) Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue
Contribution de chaque composante de la richesse à la variation du coefficient de Gini :			
Composante de la richesse			
Avoirs			
Dépôts non dans les REER	-0,019	-0,016	-0,024
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	0,049	0,024	0,006
REER/CRIF	0,079	0,084	0,076
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-0,006	-0,006	-0,002
Résidence principale	0,001	0,011	0,020
Biens immobiliers autres que la résidence principale	0,000	-0,004	-0,008
Véhicules	0,001	0,002	0,001
Autres avoirs	0,002	0,000	0,000
Capitaux propres dans une entreprise	-0,071	-0,060	-0,024
Dettes			
Hypothèque sur la résidence principale	-0,004	-0,008	-0,011
Autres dettes	0,002	0,001	-0,002
Variation du coefficient de Gini entre 1984 et 1999 *	0,036	0,029	0,032

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* La somme des contributions des composantes de la richesse peut ne pas correspondre à la variation du coefficient de Gini en raison de l'arrondissement des chiffres.

Annexe 1 - Tableau 1 : Erreurs-types des coefficients de Gini, 1984-1999.**

	1984	1999	Variation en % 1984-1999
I. Toutes les unités familiales			
A) Unité d'analyse : unité familiale	0,691	0,727	5,2
	(0.0062)	(0.0057)	
B) Unité d'analyse : personne	0,678	0,723	6,6
	(0.0062)	(0.0058)	
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
	0,646	0,675	4,4
	(0.0039)	(0.0036)	
B) Unité d'analyse : personne	0,635	0,674	6,2
	(0.0042)	(0.0039)	
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
A) Unité d'analyse : unité familiale	0,605	0,637	5,4
	(0.0042)	(0.0039)	
B) Unité d'analyse : personne	0,597	0,642	7,5
	(0.0045)	(0.0041)	

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

** Les erreurs-types pour 1999 tiennent compte de la conception complexe de l'ESF de 1999. On obtient les erreurs-types pour 1984 en multipliant les erreurs-types de 1999 par un facteur de correction de 1,08. Voir les détails dans le corps du texte.

Annexe 1 - Tableau 2 : Variation de l'inégalité de la richesse, 1984-1999

	1984	1999	Variation en % 1984-1999
I. Tranche inférieure de 0,5 % des unités familiales exclue*			
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,686	0,723	5,4
Coefficient de variation	2,311	3,130	35,4
Mesure exponentielle	0,498	0,537	7,8
B) Unité d'analyse : personnes			
Gini	0,673	0,719	6,8
Coefficient de variation	2,375	3,089	30,1
Mesure exponentielle	0,486	0,534	9,9
II. Tranche inférieure de 0,5 % et tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclues*			
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,640	0,669	4,5
Coefficient de variation	1,416	1,505	6,3
Mesure exponentielle	0,452	0,484	7,1
B) Unité d'analyse : personne			
Gini	0,628	0,668	6,4
Coefficient de variation	1,503	1,627	8,3
Mesure exponentielle	0,439	0,481	9,6
III. Tranche inférieure de 0,5 % et tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclues*			
A) Unité d'analyse : unité familiale			
Gini	0,597	0,630	5,5
Coefficient de variation	1,153	1,239	7,5
Mesure exponentielle	0,411	0,447	8,8
B) Unité d'analyse : personne			
Gini	0,589	0,635	7,8
Coefficient de variation	1,249	1,382	10,6
Mesure exponentielle	0,398	0,447	12,3

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette.

Annexe 2 : Comparaison des enquêtes-ménages et des comptes nationaux.

Dans cette annexe, nous tâchons de répondre à deux questions. Nous tâchons d'abord de déterminer si la déclaration des avoirs financiers dans les enquêtes-ménages – comparativement aux estimations des avoirs financiers dans les comptes nationaux – s'est améliorée entre 1984 et 1999. Nous montrons que c'est effectivement le cas.

Comme les avoirs financiers sont détenus principalement par les unités familiales riches, l'amélioration de la déclaration des avoirs financiers en 1999 par rapport à 1984 pourrait aboutir à une augmentation de l'inégalité *mesurée* de la richesse, même si le niveau *véritable* de l'inégalité de la richesse demeure inchangé durant la période à l'étude. Par conséquent, nous tâchons de déterminer en outre si l'augmentation de l'inégalité de la richesse durant la période de 1984 à 1992, documentée dans le présent document, pourrait être attribuable simplement à une meilleure déclaration des avoirs financiers en 1999 qu'en 1984. Nous constatons que cela est peu probable étant donné que la plus grande partie de l'augmentation de l'inégalité de la richesse demeure même lorsqu'on tient compte de la déclaration plus précise des avoirs financiers en 1999.

I. La déclaration des avoirs financiers s'est-elle améliorée entre 1984 et 1999?

La réponse est oui. Selon notre définition des avoirs financiers, ces derniers comprennent: 1) les dépôts dans les institutions financières, non dans les REER, 2) les REER et les CRIF, 3) les fonds mutuels, les actions et les obligations, non dans les REER et 4) les autres avoirs financiers, non dans les REER. Les deux premières colonnes du tableau ci-dessous permettent de comparer les estimations des avoirs financiers découlant des enquêtes-ménages (l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière) et celles calculées d'après les Comptes du bilan national. Les chiffres sont exprimés en millions de dollars courants. La troisième colonne montre quel pourcentage des avoirs financiers calculés d'après les comptes nationaux sont déclarés dans les enquêtes-ménages.

Annexe 2 – Tableau 1 : Estimations des avoirs financiers, enquêtes-ménages et comptes nationaux

Année	Enquêtes-ménages	Comptes nationaux	E-M/CN
1984	196 696	404 171	49 %
1999	780 832	1 183 802	66 %

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière, Comptes du bilan national, 1984 et 1999.

Le tableau 1 montre qu'en 1984, les estimations des avoirs financiers découlant des enquêtes-ménages représentaient 49 % de celles calculées d'après les comptes nationaux. Cette proportion est passée à 66 % en 1999. Ainsi, d'après les estimations des comptes nationaux, la déclaration des avoirs financiers dans les enquêtes-ménages semble s'être améliorée entre 1984 et 1999.

II. L'augmentation de l'inégalité de la richesse mesurée entre 1984 et 1999 pourrait-elle être simplement attribuable à une meilleure déclaration des avoirs financiers en 1999 qu'en 1984?

Nous montrons que cela est peu probable en corrigeant les estimations des avoirs financiers dans les enquêtes-ménages au moyen de deux méthodes différentes. En premier lieu, nous procédons simplement à une correction proportionnelle, c.-à-d. nous multiplions les avoirs financiers de chaque unité familiale par

100/49 en 1984 et par 100/66 en 1999, puis nous recalculons le niveau de l'inégalité de la richesse pour l'une et l'autre année.

L'une des critiques de cette méthode est qu'elle suppose que le degré de sous-déclaration des avoirs financiers est le même dans le cas de toutes les unités familiales, quels que soient leurs véritables avoirs financiers. Une autre méthode consiste à supposer que les unités familiales plus riches sont plus susceptibles de sous-déclarer leurs avoirs financiers que les unités familiales plus pauvres. À l'instar de Davies (1979), nous supposons que :

$$\text{(A.1)} \qquad \hat{A}_i = \gamma_0 A_i^{\gamma_1} ; 0 < \gamma_1 < 1$$

où $\hat{A}_i$ et A_i sont les avoirs financiers déclarés et véritables de l'unité familiale i et γ_1 est l'élasticité des avoirs déclarés par rapport aux avoirs véritables. Cette élasticité est plus faible que 1, ce qui laisse supposer qu'une augmentation de 10 % des avoirs financiers véritables donnera une augmentation de moins de 10 % des avoirs financiers déclarés. Pour tenir compte de l'amélioration de la déclaration des avoirs financiers entre 1984 et 1999, nous supposons γ_1 =0,90 en 1984 et γ_1 =0,95 en 1999. Nous déterminons par différence la constante γ_0 en imposant que :

$$\text{(A.2)} \qquad \Sigma A_i = c \, \Sigma \hat{A}_i^{(1/\gamma_1)} ; \; c = (1/\gamma_0)^{(1/\gamma_1)}$$

où ΣA_i représentent le total des avoirs financiers calculés d'après les comptes nationaux. En résolvant l'équation A.2 pour 1984 et 1999, nous obtenons des valeurs de c égales à 0,558 et 0,781, respectivement. Le tableau 2 à l'annexe 2 montre le rapport entre la valeur hypothétique et la valeur déclarée des avoirs, d'après les hypothèses susmentionnées (c.-à-d. γ_1 =0,90 et c =0,558 en 1984; γ_1 =0,95 et c = 0,781).

Nos hypothèses laissent supposer qu'en 1984, les familles dont les avoirs financiers s'établissaient à 1 203 $ déclaraient 83,1 % de ces avoirs tandis que celles dont les avoirs financiers s'établissaient à 2 591 millions de dollars ne déclaraient que 38,6 % de ces avoirs. En 1999, nos hypothèses laissent supposer que les familles dont les avoirs financiers s'établissaient à 1 124 $ déclaraient 89,0 % de ces avoirs tandis que celles dont les avoirs financiers s'établissaient à 1 616 million de dollars ne déclaraient que 61,9 % de ces avoirs. Ainsi, ces ajustements devraient accroître l'inégalité davantage en 1984 qu'en 1999.

Le tableau 3 montre que la plus grande partie de l'augmentation du coefficient de Gini mesurée aux fins de la présente étude demeure, que nous apportions des corrections proportionnelles ou les ajustements non linéaires définis dans l'équation A.1. Par exemple, lorsque nous considérons toutes les unités familiales, l'augmentation du coefficient de Gini mesurée dans la présente étude est de 5,2 % (il passe de 0,691 à 0,727). Lorsque nous apportons des corrections proportionnelles, le coefficient augmente de 6 %. Lorsque nous apportons des ajustements non linéaires, il augmente de 4,8 %. Par conséquent, il est peu probable que l'augmentation de l'inégalité de la richesse documentée dans le présent document soit atttribuable simplement au fait que les avoirs financiers sont déclarés plus exactement en 1999 qu'ils ne l'étaient en 1984.

Annexe 2 - Tableau 2 : Valeur déclarée et valeur hypothétique des avoirs financiers, 1984 et 1999.

1984			1999		
(1) Valeur déclarée des avoirs	(2) Valeur hypothétique des avoirs	(3) (1)/(2)	(4) Valeur déclarée des avoirs	(5) Valeur hypothétique des avoirs	(6) (4)/(5)
$	$	%	$	$	%
1 000	1 203	83,1	1 000	1 124	89,0
2 000	2 599	77,0	2 000	2 331	85,8
4 000	5 613	71,3	4 000	4 835	82,7
5 000	7 193	69,5	5 000	6 115	81,8
8 000	12 125	66,0	8 000	10 030	79,8
10 000	15 537	64,4	10 000	12 685	78,8
16 000	26 192	61,1	16 000	20 805	76,9
20 000	33 562	59,6	20 000	26 313	76,0
40 000	72 497	55,2	40 000	54 581	73,3
50 000	92 896	53,8	50 000	69 033	72,4
100 000	200 667	49,8	100 000	143 195	69,8
200 000	433 464	46,1	200 000	297 032	67,3
500 000	1 199 800	41,7	500 000	779 268	64,2
1 000 000	2 591 711	38,6	1 000 000	1 616 444	61,9
50 000 000	200 138 672	25,0	50 000 000	99 300 216	50,4

Source : Calculs des auteurs d'après les données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

Annexe 2 - Tableau 3 : Variation de l'inégalité de la richesse pour diverses corrections, 1984-1999.

	1984	1999	Variation en % 1984-1999
I. Toutes les unités familiales			
Gini	0,691	0,727	5,2
Gini : correction proportionnelle	0,688	0,729	6,0
Gini : correction non linéaire	0,704	0,738	4,8
II. Tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue*			
Gini	0,646	0,675	4,4
Gini : correction proportionnelle	0,647	0,677	4,6
Gini : correction non linéaire	0,661	0,685	3,6
III. Tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue*			
Gini	0,605	0,637	5,4
Gini : correction proportionnelle	0,604	0,635	5,1
Gini : correction non linéaire	0,616	0,642	4,2

Source : Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes, Enquête de 1999 sur la sécurité financière.

* Après classement des unités familiales en ordre ascendant selon leur valeur nette. L'unité d'analyse est l'unité familiale.

Annexe 3 : Résultats des régressions de la richesse

Tableau 1 : 15e au 50e centile en 1984.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0221867	,0018938	11,715	0,000	,018474	,0258994
trninc	,0211159	,0010271	20,559	0,000	,0191023	,0231295
age3044	,3452823	,0390892	8,833	0,000	,2686497	,4219148
age4554	,2899797	,0586215	4,947	0,000	,1750549	,4049044
age5564	,5163119	,0626441	8,242	0,000	,3935009	,6391228
age65p	,3345664	,0499754	6,695	0,000	,2365919	,4325408
medu_uni	,1676975	,0516821	3,245	0,001	,0663771	,2690179
fml_lone	-,3651152	,0887869	-4,112	0,000	-,5391778	-,1910526
fam_siz	,0290443	,0147617	1,968	0,049	,0001046	,057984
nf	,3642319	,1095967	3,323	0,001	,1493726	,5790913
pei	,0332994	,2370049	0,141	0,888	-,4313378	,4979366
ns	,3081733	,0888606	3,468	0,001	,1339662	,4823804
nb	,2313266	,0908837	2,545	0,011	,0531534	,4094998
pq	,0058395	,0396107	0,147	0,883	-,0718154	,0834944
mn	,0591582	,0829141	0,713	0,476	-,103391	,2217074
sask	,0936302	,0865187	1,082	0,279	-,0759858	,2632462
ab	,0230944	,0557673	0,414	0,679	-,0862348	,1324235
bc	-,0854558	,0533465	-1,602	0,109	-,1900391	,0191275
urban	-,3859912	,0458908	-8,411	0,000	-,4759581	-,2960244
_cons	8,654597	,0778608	111,155	0,000	8,501955	8,80724

R^2 corrigé : 0,1791

Tableau 2 : 15e au 50e centile en 1999.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0374619	,0028792	13,011	0,000	,0318175	,0431063
trninc	,0274023	,0012259	22,353	0,000	,0249991	,0298056
age3044	,4658903	,0523221	8,904	0,000	,363317	,5684635
age4554	,4864759	,0634979	7,661	0,000	,3619935	,6109584
age5564	,3033456	,0793372	3,823	0,000	,1478116	,4588796
age65p	,4043261	,0654002	6,182	0,000	,2761145	,5325377
medu_uni	,1504615	,0529082	2,844	0,004	,0467393	,2541836
fml_lone	,0273136	,0950369	0,287	0,774	-,1589984	,2136255
fam_siz	-,0297761	,0201202	-1,480	0,139	-,0692202	,009668
nf	,6560821	,1363466	4,812	0,000	,3887859	,9233783
pei	,2209645	,2827462	0,781	0,435	-,3333361	,7752651
ns	,3919666	,1094046	3,583	0,000	,1774878	,6064453
nb	,373093	,1188408	3,139	0,002	,1401154	,6060706
pq	,2795272	,0503712	5,549	0,000	,1807787	,3782757
mn	,1790811	,0998997	1,793	0,073	-,016764	,3749262
sask	,5080847	,1137112	4,468	0,000	,2851632	,7310061
ab	,3586624	,0714412	5,020	0,000	,2186078	,498717
bc	,1432192	,0626377	2,286	0,022	,0204231	,2660153
urban	-,5095716	,0540306	-9,431	0,000	-,6154942	-,4036491
_cons	7,949653	,1087409	73,106	0,000	7,736475	8,162831

R^2 corrigé : 0,1777

Annexe 3 : Résultats des régressions de la richesse

Tableau 3 : 50e au 85e centile en 1984.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0024367	,0006163	3,954	0,000	,0012284	,003645
trninc	,0029347	,0002672	10,985	0,000	,0024109	,0034585
age3044	,0688431	,0182801	3,766	0,000	,033006	,1046801
age4554	,200293	,0197504	10,141	0,000	,1615735	,2390124
age5564	,2190192	,0200215	10,939	0,000	,1797683	,2582702
age65p	,1600706	,0200104	7,999	0,000	,1208415	,1992997
medu_uni	,0518047	,0166178	3,117	0,002	,0192266	,0843827
fml_lone	,0231805	,037745	0,614	0,539	-,0508161	,0971771
fam_siz	,0113447	,0043067	2,634	0,008	,0029016	,0197878
nf	-,1245975	,0354777	-3,512	0,000	-,1941493	-,0550456
pei	-,0624256	,0735836	-0,848	0,396	-,2066815	,0818303
ns	-,0807286	,0273557	-2,951	0,003	-,1343577	-,0270995
nb	-,1415523	,0321205	-4,407	0,000	-,2045225	-,078582
pq	-,0710922	,0127383	-5,581	0,000	-,0960648	-,0461197
mn	,010906	,0249265	0,438	0,662	-,0379609	,0597729
sask	-,001176	,0268276	-0,044	0,965	-,0537697	,0514177
ab	,026772	,0195357	1,370	0,171	-,0115264	,0650705
bc	,060874	,0162563	3,745	0,000	,0290046	,0927434
urban	,0139424	,0138495	1,007	0,314	-,0132087	,0410935
_cons	11,35405	,0328048	346,109	0,000	11,28974	11,41837

R^2 corrigé : 0,0916

Tableau 4 : 50e au 85e centile en 1999.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0028137	,0006677	4,214	0,000	,0015047	,0041228
trninc	,0028298	,0002759	10,255	0,000	,0022888	,0033708
age3044	,1204945	,0278146	4,332	0,000	,0659669	,1750221
age4554	,2358201	,0285117	8,271	0,000	,1799259	,2917144
age5564	,2813692	,0304593	9,238	0,000	,2216569	,3410815
age65p	,2908268	,02908	10,001	0,000	,2338185	,3478351
medu_uni	,0559606	,0155292	3,604	0,000	,0255172	,0864039
fml_lone	-,0598977	,044222	-1,354	0,176	-,1465904	,0267951
fam_siz	,0099882	,0053823	1,856	0,064	-,0005633	,0205397
nf	-,2222955	,0469682	-4,733	0,000	-,3143717	-,1302192
pei	-,1324846	,0852666	-1,554	0,120	-,299641	,0346718
ns	-,145084	,0328697	-4,414	0,000	-,2095217	-,0806462
nb	-,2039393	,0357257	-5,708	0,000	-,2739759	-,1339026
pq	-,1006497	,0151943	-6,624	0,000	-,1304365	-,0708629
mn	-,0842947	,0295851	-2,849	0,004	-,1422932	-,0262962
sask	-,0575143	,0310048	-1,855	0,064	-,118296	,0032675
ab	-,0359699	,0197525	-1,821	0,069	-,0746926	,0027529
bc	,0221133	,018296	1,209	0,227	-,0137542	,0579808
urban	,017941	,0145166	1,236	0,217	-,0105174	,0463993
_cons	11,48715	,0417876	274,894	0,000	11,40523	11,56907

R^2 corrigé : 0,0838

Annexe 3 : Résultats des régressions de la richesse

Tableau 5 : 60e au 95e centile en 1984.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0035428	,000757	4,680	0,000	,0020587	,0050269
trninc	,0042901	,0002737	15,676	0,000	,0037536	,0048266
age3044	-,0144035	,0238265	-0,605	0,546	-,0611139	,0323069
age4554	,1183562	,0248209	4,768	0,000	,0696962	,1670162
age5564	,1166593	,0253629	4,600	0,000	,0669369	,1663818
age65p	,0326469	,0258109	1,265	0,206	-,0179539	,0832478
medu_uni	,0534804	,020512	2,607	0,009	,0132677	,0936931
fml_lone	,0248866	,0471816	0,527	0,598	-,0676102	,1173835
fam_siz	,0030713	,005011	0,613	0,540	-,0067525	,012895
nf	-,2197423	,0484445	-4,536	0,000	-,3147149	-,1247697
pei	,0262429	,0904606	0,290	0,772	-,1510999	,2035858
ns	-,1441876	,0354574	-4,066	0,000	-,2136999	-,0746753
nb	-,2030822	,0436618	-4,651	0,000	-,2886786	-,1174858
pq	-,1107416	,0157708	-7,022	0,000	-,1416594	-,0798238
mn	-,0280903	,0290291	-0,968	0,333	-,0850002	,0288196
sask	,0375409	,030402	1,235	0,217	-,0220604	,0971422
ab	,0240272	,0221658	1,084	0,278	-,0194276	,067482
bc	,0556996	,0178664	3,118	0,002	,0206737	,0907256
urban	-,0735756	,017077	-4,308	0,000	-,1070541	-,040097
_cons	11,86798	,0425823	278,707	0,000	11,7845	11,95146

R^2 corrigé :0,1024

Tableau 6 : 60e au 95e centile en 1999.
Variable dépendante : logarithme naturel de la richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,0030963	,0006371	4,860	0,000	,0018474	,0043452
trninc	,0034396	,0002634	13,061	0,000	,0029233	,0039559
age3044	-,0358556	,0371553	-0,965	0,335	-,1086947	,0369835
age4554	,094153	,0376603	2,500	0,012	,0203238	,1679822
age5564	,1728812	,0392939	4,400	0,000	,0958495	,2499129
age65p	,0835896	,0385381	2,169	0,030	,0080398	,1591395
medu_uni	,1012741	,0172658	5,866	0,000	,0674263	,1351219
fml_lone	,0398106	,0566165	0,703	0,482	-,0711802	,1508014
fam_siz	-,0001187	,005805	-0,020	0,984	-,0114988	,0112614
nf	-,2478435	,0661972	-3,744	0,000	-,3776164	-,1180707
pei	-,0254419	,0954381	-0,267	0,790	-,2125385	,1616547
ns	-,1977897	,039518	-5,005	0,000	-,2752607	-,1203188
nb	-,2526865	,0472889	-5,343	0,000	-,3453916	-,1599815
pq	-,1224998	,0169743	-7,217	0,000	-,1557761	-,0892234
mn	-,1224363	,0338049	-3,622	0,000	-,1887072	-,0561654
sask	-,0073641	,0342131	-0,215	0,830	-,0744354	,0597071
ab	-,0597597	,0211554	-2,825	0,005	-,1012326	-,0182868
bc	,0493757	,0186585	2,646	0,008	,0127976	,0859539
urban	-,0140786	,0163634	-0,860	0,390	-,0461574	,0180001
_cons	12,09509	,0477822	253,130	0,000	12,00142	12,18876

R^2 corrigé :0,0977

Annexe 3 : Résultats des régressions de la richesse

Tableau 7 : Jusqu'au 50e centile en 1984.
Variable dépendante : niveau de richesse

Logarithme de la richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,3498721	,0284788	12,285	0,000	,2940449	,4056994
trninc	,3245659	,0159748	20,317	0,000	,2932503	,3558815
age3044	4,800044	,597768	8,030	0,000	3,628233	5,971855
age4554	5,105988	,8998946	5,674	0,000	3,341914	6,870062
age5564	8,164914	,982049	8,314	0,000	6,239792	10,09004
age65p	9,338456	,7893162	11,831	0,000	7,79115	10,88576
medu_uni	,7416383	,8328225	0,891	0,373	-,8909532	2,37423
fml_lone	-4,002508	1,103774	-3,626	0,000	-6,166249	-1,838767
fam_siz	,3091336	,2441315	1,266	0,205	-,1694401	,7877073
nf	6,606709	1,811327	3,647	0,000	3,055944	10,15747
pei	,0574538	3,733711	0,015	0,988	-7,261784	7,376691
ns	2,896578	1,365837	2,121	0,034	,2191122	5,574044
nb	3,689811	1,440502	2,561	0,010	,8657813	6,51384
pq	,7272698	,6107081	1,191	0,234	-,4699084	1,924448
mn	,2369354	1,287487	0,184	0,854	-2,286941	2,760812
sask	,3068983	1,374993	0,223	0,823	-2,388516	3,002312
ab	-1,00578	,8629956	-1,165	0,244	-2,69752	,6859602
bc	-1,956155	,823638	-2,375	0,018	-3,570742	-,3415681
urban	-5,747106	,7582843	-7,579	0,000	-7,233579	-4,260632
_cons	3,23627	1,137766	2,844	0,004	1,005894	5,466647

R^2 corrigé : 0,1394

Tableau 8 : Jusqu'au 50e centile en 1999.
Variable dépendante : niveau de richesse

Richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,4708346	,0420344	11,201	0,000	,3884351	,5532341
trninc	,3918934	,0183124	21,400	0,000	,3559958	,4277909
age3044	8,353278	,714494	11,691	0,000	6,952663	9,753892
age4554	10,2766	,9067375	11,334	0,000	8,49913	12,05406
age5564	10,37684	1,150686	9,018	0,000	8,121162	12,63251
age65p	12,71457	,9588784	13,260	0,000	10,83489	14,59425
medu_uni	1,221919	,7909522	1,545	0,122	-,3285753	2,772413
fml_lone	-,7080581	1,231748	-0,575	0,565	-3,122639	1,706522
fam_siz	-1,044826	,3067843	-3,406	0,001	-1,646212	-,4434407
nf	4,233907	1,977445	2,141	0,032	,3575447	8,110269
pei	,3940717	4,074959	0,097	0,923	-7,594022	8,382166
ns	2,528739	1,582115	1,598	0,110	-,5726633	5,630141
nb	2,811627	1,747158	1,609	0,108	-,6133072	6,23656
pq	3,191743	,7270417	4,390	0,000	1,766532	4,616955
mn	3,473622	1,494306	2,325	0,020	,5443525	6,402892
sask	4,725507	1,669887	2,830	0,005	1,452047	7,998968
ab	3,903427	1,048232	3,724	0,000	1,848589	5,958264
bc	-,0245937	,8941237	-0,028	0,978	-1,777334	1,728147
urban	-9,712621	,8490927	-11,439	0,000	-11,37709	-8,048155
_cons	,1748549	1,544271	0,113	0,910	-2,852361	3,202071

R^2 corrigé : 0,1363

Annexe 3 : Résultats des régressions de la richesse

Tableau 9 : 60e au 95e centile en 1984.
Variable dépendante : niveau de richesse

Richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,7585538	,1543251	4,915	0,000	,4560082	1,061099
trninc	,8870953	,0557887	15,901	0,000	,7777248	,9964658
age3044	-5,49289	4,857183	-1,131	0,258	-15,01512	4,02934
age4554	18,51379	5,059911	3,659	0,000	8,594129	28,43346
age5564	18,99201	5,170389	3,673	0,000	8,855756	29,12826
age65p	3,394992	5,261731	0,645	0,519	-6,920332	13,71032
medu_uni	11,01735	4,181518	2,635	0,008	2,819723	19,21498
fml_lone	3,664457	9,618286	0,381	0,703	-15,19164	22,52056
fam_siz	,3713991	1,021527	0,364	0,716	-1,631246	2,374044
nf	-39,6938	9,875729	-4,019	0,000	-59,0546	-20,333
pei	5,738772	18,441	0,311	0,756	-30,41376	41,8913
ns	-27,4935	7,228239	-3,804	0,000	-41,66405	-13,32295
nb	-35,34047	8,900744	-3,971	0,000	-52,78987	-17,89107
pq	-19,62594	3,214991	-6,105	0,000	-25,92875	-13,32313
mn	-7,327738	5,917775	-1,238	0,216	-18,9292	4,273722
sask	10,08098	6,197644	1,627	0,104	-2,069147	22,23111
ab	4,394626	4,518646	0,973	0,331	-4,463921	13,25317
bc	13,17606	3,642176	3,618	0,000	6,035785	20,31634
urban	-17,44947	3,481268	-5,012	0,000	-24,27429	-10,62464
_cons	154,6713	8,680679	17,818	0,000	137,6533	171,6893

R^2 corrigé : 0,0977

Tableau 10 : 60e au 95e centile en 1999.
Variable dépendante : niveau de richesse

Richesse	Coefficient	Erreur-type	t	P>|t|	[Intervalle de confiance de 95 %]	
pminc	,8034397	,1702235	4,720	0,000	,4697342	1,137145
trninc	,8763218	,0703692	12,453	0,000	,7383703	1,014273
age3044	-10,13622	9,927928	-1,021	0,307	-29,59889	9,326456
age4554	19,80937	10,06287	1,969	0,049	,0821578	39,53659
age5564	42,8498	10,49937	4,081	0,000	22,26688	63,43273
age65p	18,1848	10,2974	1,766	0,077	-2,002196	38,37179
medu_uni	26,57886	4,613436	5,761	0,000	17,5347	35,62302
fml_lone	8,274136	15,12798	0,547	0,584	-21,38269	37,93096
fam_siz	,1834521	1,551098	0,118	0,906	-2,857314	3,224219
nf	-60,18116	17,68796	-3,402	0,001	-94,85657	-25,50576
pei	-1,554441	25,50115	-0,061	0,951	-51,5468	48,43792
ns	-49,12499	10,55924	-4,652	0,000	-69,82529	-28,42468
nb	-59,92769	12,63565	-4,743	0,000	-84,69856	-35,15691
pq	-29,45826	4,535551	-6,495	0,000	-38,34973	-20,56678
mn	-30,33054	9,032685	-3,358	0,001	-48,03818	-12,6229
sask	2,90914	9,141767	0,318	0,750	-15,01235	20,83063
ab	-12,45633	5,65273	-2,204	0,028	-23,53792	-1,374737
bc	15,03432	4,98558	3,016	0,003	5,260608	24,80803
urban	-4,69943	4,37231	-1,075	0,283	-13,27089	3,87203
_cons	194,5973	12,76743	15,242	0,000	169,568	219,6265

R^2 corrigé : 0,0873

Annexe 4 - Tableau 1 : Décomposition de l'inégalité globale de la richesse selon la composante de la richesse, 1984 et 1999 - tranche supérieure de 1 % des unités familiales exclue

I. 1984	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,762	0,126	0,723	0,070	10,8
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,909	0,062	0,767	0,044	6,7
REER ou CRIF	-	0,889	0,050	0,749	0,033	5,1
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,968	0,026	0,727	0,018	2,9
Résidence principale	-	0,621	0,567	0,793	0,279	43,2
Autres biens immobiliers	-	0,917	0,123	0,722	0,082	12,6
Véhicules	-	0,607	0,076	0,511	0,024	3,6
Autres avoirs	-	0,988	0,002	0,557	0,001	0,2
Capitaux propres dans une entreprise	-	0,957	0,163	0,879	0,137	21,2
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,832	0,118	0,249	0,024	-3,8
Autres dettes	-	0,826	0,078	0,263	0,017	-2,6
Total	0,646	-	-	-	-	100,0

II. 1999	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,821	0,089	0,742	0,054	8,0
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,932	0,086	0,849	0,068	10,0
REER ou CRIF	-	0,813	0,178	0,809	0,117	17,4
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,961	0,018	0,695	0,012	1,8
Résidence principale	-	0,596	0,613	0,793	0,290	43,0
Autres biens immobiliers	-	0,926	0,114	0,733	0,077	11,5
Véhicules	-	0,630	0,071	0,574	0,026	3,8
Autres avoirs	-	0,990	0,002	0,693	0,001	0,2
Capitaux propres dans une entreprise	-	0,990	0,092	0,844	0,077	11,4
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,792	0,177	0,229	0,032	-4,8
Autres dettes	-	0,785	0,086	0,233	0,016	-2,3
Total	0,674	-	-	-	-	100,0

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
- Voir les définitions des variables dans le corps du texte.

Annexe 4 : Tableau 2 : Décomposition de l'inégalité globale de la richesse selon la composante de la richesse, 1984 et 1999 - tranche supérieure de 5 % des unités familiales exclue.

I. 1984	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,752	0,141	0,707	0,075	12,4
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,901	0,057	0,714	0,037	6,1
REER ou CRIF	-	0,888	0,050	0,722	0,032	5,4
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,966	0,020	0,603	0,012	2,0
Résidence principale	-	0,615	0,661	0,787	0,320	52,9
Autres biens immobiliers	-	0,915	0,120	0,670	0,073	12,1
Véhicules	-	0,605	0,092	0,499	0,028	4,6
Autres avoirs	-	0,988	0,002	0,459	0,001	0,2
Capitaux propres dans une entreprise	-	0,965	0,096	0,776	0,072	11,9
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,831	0,151	0,268	0,034	-5,6
Autres dettes	-	0,813	0,089	0,167	0,012	-2,0
Total	0,604	-	-	-	-	100,0

II. 1999	(1) Gt	(2) Gkt	(3) Skt	(4) Rkt	(5) Ckt (2)*(3)*(4)	(6) Ckt/Gt %
Composante de la richesse						
Avoirs						
Dépôts non dans les REER	-	0,801	0,091	0,696	0,051	8,0
Actions, obligations et fonds mutuels non dans les REER	-	0,921	0,061	0,761	0,043	6,7
REER ou CRIF	-	0,797	0,177	0,766	0,108	17,0
Autres investissements ou avoirs financiers non dans les REER	-	0,960	0,017	0,613	0,010	1,6
Résidence principale	-	0,594	0,731	0,782	0,340	53,4
Autres biens immobiliers	-	0,927	0,106	0,662	0,065	10,2
Véhicules	-	0,627	0,086	0,547	0,029	4,6
Autres avoirs	-	0,990	0,001	0,527	0,001	0,1
Capitaux propres dans une entreprise	-	1,018	0,062	0,757	0,048	7,6
Dettes						
Hypothèque sur la résidence principale	-	0,787	0,229	0,246	0,044	-7,0
Autres dettes	-	0,773	0,104	0,170	0,014	-2,1
Total	0,637	-	-	-	-	100,0

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'Enquête de 1984 sur les avoirs et les dettes et de l'Enquête de 1999 sur la sécurité financière.
- Voir les définitions des variables dans le corps du texte.

Bibliographie

Altonji, J., U. Dorazelski, and L. Segal (2000) 'The role of permanent income and demographics in black-white differences in wealth' Northwestern University, working paper.

Baker, M., D. Benjamin, A. Desaulniers and M. Grant (1995) 'The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990' , Canadian Journal of Economics, Vol. 28, No. 3, 479-500.

Beach, C.M. and G.A. Slotsve (1996) 'Are we becoming two societies?, C.D. Howe Institute, Toronto.

Beaudry, P. and D. Green (1996) 'Cohort patterns in Canadian earnings and the skill biased technical change hypothesis', Discussion Paper No. 97-03, Department of Economics, University of British Columbia.

Blau, F. and J. Graham (1990) 'Black-white differences in wealth and asset composition', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, 321-339.

Davies, J.B. (1979) 'On the size distribution of wealth in Canada', *Review of Income and Wealth*, 25, (September), 237-259.

Davies, J.B. (1993) 'The distribution of wealth in Canada' in Edward Wolff, ed., Research in Economic Inequality, 4. Greenwich, CT: JAI Press, 159-80.

Dinardo, J., N.M. Fortin and T. Lemieux (1996) 'Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1993 : a semi-parametric approach', *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, 1001-1044.

Finnie, R. (2001) 'Student loans : the empirical record', *The Canadian Journal of Higher Education*, forthcoming.

Gittleman, M. and E. Wolff (2000) 'Racial wealth disparities : is the gap closing?', Working Paper No. 311, Jerome Levy Economics Institute.

Lerman, R. and S. Yitzhaki (1985) 'Income inequality effects by income source : a new approach and applications to the United States", *Review of Economic Statistics*, Vol. 67, 151-156.

Menchik, P. and N. Jianakoplos (1997) 'Black-white wealth inequality : is inheritance the reason?, Economic Inquiry, Vol. 35, 428-442.

Morissette, R., J. Myles and G. Picot (1994) 'Earnings inequality and the distribution of working time in Canada', *Canadian Business Economics*, Vol. 2, No. 3, 3-16.

Myles, J. (2000) 'The maturation of Canada's retirement system : income levels, income inequality and low-income among the elderly', Analytical Studies Branch Research Paper No. 147, Statistics Canada.

Pedersen, A.W. (1999) *The taming of inequality in retirement : a comparative study of pension policy outcomes*. Unpublished doctoral dissertation, European University Institute, Florence.

Wolfson, M.C. and B.B. Murphy (1998) 'New views on inequality trends in Canada and the United States', *Monthly Labor Review*, April.

Yan, X. (2001) 'Understanding saving and wealth accumulation', Income and Expenditure Accounts Division, Statistics Canada. Mimeo.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises par* **John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie, **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90 **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993 **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 Importance de la recherche et du développement sur l'antitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996 **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 Explication du relèvement de la prime liée à l'âge **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991 **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N° 127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Août 2001)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)**

N° 155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 **par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)**

N° 156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, **par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)**

N° 157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, **par Marie Drolet (Janvier 2001)**

N° 158 À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt, **par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)**

N° 159 Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède, **par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)**

N° 160 Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes, **par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)**

N° 161 Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997, **par Andrew Heisz** *(À venir)*

N° 162 Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains, **par Andrew Heisz et Mark Walsh** *(À venir)*

N° 163 L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada, **par Ross Finnie (Octobre 2001)**

N° 164 Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes, **par Ross Finnie (Février 2002)**

N° 165 Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada, **par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)**

N° 166 Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR, **par Constantine Kapsalis (Août 2001)**

N° 167 À venir

N° 168 Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada, **John R. Baldwin et David Sabourin** *(À venir)*

N° 169 Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales, **John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)**

N° 170 Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus, **Andrew Heisz (Mai 2001)**

N° 171 Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada, **Miles Corak (Octobre, 2001)**

N° 172 Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux **G. Picot, R. Morissette, J. Myles (Decembre 2001)**

N° 173 Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens, **John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)**

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N° 177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N° 179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N° 180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Février 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

No. 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Février 2002)***

No. 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

QUE DIRIEZ-VOUS

QUE DIRIEZ-VOUS de trouver au même endroit tout ce qu'il y a de plus récent en statistiques canadiennes et, du même coup, de réaliser une économie de temps et d'argent pour vous et votre entreprise?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où seraient mises à votre portée des données fiables sur tout un éventail de sujets brûlants d'actualité du domaine social et économique canadien?

QUE DIRIEZ-VOUS d'un endroit où, en appuyant simplement sur quelques touches, vous auriez accès à des conseils et des données sur mesure, fournis par des analystes bien au courant des marchés auxquels vous vous intéressez?

QUE DIRIEZ-VOUS si un tel endroit existait?

EH BIEN, IL EXISTE!

www.statcan.ca

CONÇU POUR LES AFFAIRES

La source officielle de statistiques canadiennes en un endroit et en tout temps